DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA **ALÉM DAS MÉDIAS**

Empoderando vidas.
Fortalecendo nações.

DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA **ALÉM DAS MÉDIAS**

FICHA TÉCNICA

REALIZAÇÃO

Niky Fabiancic
Representante Residente do PNUD no Brasil

Didier Trebucq
Diretor de País do PNUD no Brasil

Ernesto Lozardo
Presidente do Ipea

Roberto do Nascimento Rodrigues
Presidente da FJP

SUPERVISÃO

Maristela Marques Baioni
Representante Residente Assistente para Programa do PNUD – PNUD

Marco Aurélio Costa
Coordenador da INCT Desenvolvimento Territorial e Políticas Públicas – Ipea

Maria Luiza de Aguiar Marques
Pesquisadora em Ciência e Tecnologia – FJP

COORDENAÇÃO

Andréa Bolzon
Coordenadora do Relatório de Desenvolvimento Humano Nacional – PNUD

Bárbara Oliveira Marguti
Coordenadora técnica do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil - Ipea

Marco Aurélio Costa
Coordenador da INCT Desenvolvimento Territorial e Políticas Públicas – Ipea

Vera Scarpelli Castilho
Pesquisadora em Ciência e Tecnologia – FJP

EQUIPE TÉCNICA

PNUD – Gabriel Cabral de Miranda Vettorazzo, Níkolas de Camargo Pirani, Samantha Dotto Salve, Vanessa Gomes Zanella

IPEA – Betty Nogueira Rocha, Carlos Vinícius da Silva Pinto, Clayton Gurgel de Albuquerque, Rodrigo Luis Comini Curi

FJP – Denise Helena França Marques Maia, Fernando Martins Prates, Mônica Galupo Fonseca Costa, Priscilla de Souza da Costa Pereira

AGRADECIMENTOS

Ana Laura Lobato, Antônio Teixeira Lima Junior, Juliana Wenceslau Santos, Natália de Oliveira Fontoura, Tatiana Dias Silva

PARCEIROS INSTITUCIONAIS

Banco do Nordeste, Furnas, Petrobras, Sebrae, Ministério dos Direitos Humanos

APOIO INSTITUCIONAL

Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal, Fapemig, Secretaria de Governo

EDIÇÃO PNUD BRASIL

Projeto Gráfico: Carlos Eduardo de Santana Pootz e Helena Neves Quintas Simões

Ilustração da capa: Carlos Eduardo de Santana Pootz

Impressão: Gráfica e Editora Athalaia
Primeira Edição: Maio de 2017
Tiragem: 1000 exemplares

Publicado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Esta publicação é fruto de uma parceria entre o PNUD, o Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (Ipea) e a Fundação João Pinheiro (FJP).

PNUD 2017
Impresso no Brasil

Desenvolvimento Humano para Além das Médias: 2017. – Brasília :
PNUD : IPEA : FJP, 2017.

127 p. : il., gráfs. color.

ISBN: 978-85-88201-45-3

1. Desenvolvimento Humano. 2. Índice de Desenvolvimento Humano. 3. Desigualdade Social. 4. Indicadores Sociais. 5. Dados desagregados. 6. Brasil I. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. II. Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada. III. Fundação João Pinheiro.

CDD 88201

SUMÁRIO

DESENVOLVIMENTO HUMANO PARA ALÉM DAS MÉDIAS: A **DESIGUALDADE COMPARADA** ENTRE MULHERES E HOMENS, NEGROS E BRANCOS E POPULAÇÕES RURAIS E URBANAS NO BRASIL

O Brasil é um dos países mais desiguais do mundo segundo o Relatório Global de Desenvolvimento Humano de 2016 do PNUD. Ocupa a 10ª posição no ranking da desigualdade (medida pelo coeficiente de Gini), de um conjunto de 143 países. Reconhecer e combater esta desigualdade é um desafio complexo e permanente para a sociedade brasileira. Uma das principais recomendações das Nações Unidas[1] a fim de diminuir as desigualdades e garantir que ninguém seja deixado para trás nos processos de desenvolvimento dos países trata da necessidade de produzir e analisar dados de maneira detalhada, desagregada, olhando para as particularidades dos diferentes grupos para além das médias.

Nesse sentido, e dando continuidade ao esforço de disponibilizar indicadores socioeconômicos relevantes para um amplo público, o escritório do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) no Brasil, o Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada (Ipea) e a Fundação João Pinheiro (FJP) apresentam um novo conjunto de informações no âmbito do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil: a desagregação do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), e outros 170 dados socioeconômicos, por cor, sexo e situação de domicílio[2]. Os territórios contemplados abrangem o Brasil, todas as Unidades da Federação, 20 Regiões Metropolitanas e 111 municípios, para os anos censitários de 2000 e 2010.

1 Relatório de Desenvolvimento Humano 2016 (UNDP, 2016a).

2 O conjunto dos dados desagregados pode ser acessado na plataforma www.atlasbrasil.org.br.

O objetivo dessa iniciativa é visibilizar dados estatísticos que evidenciam desigualdades e, com isso, subsidiar a elaboração de políticas públicas que visem a promoção da igualdade racial, de gênero e das condições sociais das populações residentes nas áreas urbanas e rurais.

A questão que aqui se coloca é: o processo de desenvolvimento recente do país ampliou ou reduziu as desigualdades entre esses grupos de indivíduos, se consideradas as dimensões do desenvolvimento humano? Ao dispor de dados e indicadores sistematizados do Censo Demográfico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 2000 e 2010, o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil põe em destaque a trajetória recente da desigualdade entre mulheres e homens, negros e brancos e residentes da área urbana e rural, ao mesmo tempo em que se depara com desafios metodológicos que, por vezes, tendem a ocultar fenômenos sociais ou complexificar a sua exposição.

Uma das dificuldades apontadas pelos estudos que buscam verificar empiricamente a hipótese da feminização da pobreza, por exemplo, é a falta de dados sobre desigualdades intradomiciliares, uma vez que a maioria dos dados existentes para se inferir o grau de pobreza das pessoas assume implicitamente uma distribuição igual de recursos entre os membros do domicílio, o que tenderia a subestimar a pobreza entre as mulheres.

No Atlas de Desenvolvimento Humano não foi diferente. O indicador de renda utilizado para o cálculo do IDHM é a renda domiciliar per capita, que atribui um mesmo valor de renda para cada membro do domicílio a partir do valor total apurado, independentemente do sexo e da idade das pessoas.

Com o intuito de corrigir essa limitação, que oculta disparidades entre homens e mulheres, foi empregado um método ajustado de estimativa do IDHM, que considera a renda do trabalho como sua principal variável. A partir deste novo cálculo, surgiu o IDHM Ajustado à Renda do

Trabalho, o qual assume centralidade na presente análise dos dados desagregados por sexo[3].

Outro desafio enfrentado está relacionado à classificação de cor ou raça empregada nas pesquisas do IBGE. A definição da pertença racial varia circunstancialmente, ou seja, a auto-atribuição de cor não é um dado imutável e tem revelado uma significativa fluidez ao longo do tempo devido a formas de auto-identificação que se alteram, apresentando impactos nos indicadores populacionais. Nesse sentido, a variável cor não está relacionada somente aos atributos físicos das pessoas. Além de possuir múltiplas categorias, não possui um limite rígido que permita a inclusão de uma pessoa numa categoria ou noutra, podendo variar conforme valores e concepções as mais variadas.

Se, por um lado, a sociedade brasileira foi marcada por um ideal de brancura que influenciou o pertencimento racial em favor de um embranquecimento populacional, por outro lado, constatou-se o desenvolvimento, ao menos nos últimos 20 anos, de um processo de valorização da ascendência negra, refletido no crescimento relativo de 31% nas auto-declarações desta população, em 2010[4] .

Alguns desafios encontrados no caso dos cálculos para a situação de domicílio se mostraram intransponíveis. Primeiramente, é preciso atentar-se para a complexa relação de interdependência e complementariedade entre os espaços urbanos e rurais no Brasil e os conceitos adotados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) que segue os preceitos estabelecidos pelas leis municipais para a definição do urbano e, por resíduo, do rural. Essa orientação político-administrativa dos municípios não permite um recorte espacial perfeito entre os espaços e, em alguns casos, expressa de forma distorcida a realidade e a diversidade deles.

3 Consultar Anexo 3 desta publicação: nota metodológica sobre a desagregação de dados socioeconômicos por sexo.

4 Esperava-se que 9,9 milhões de pessoas (com 10 anos ou mais de idade) se autodeclarassem pretas em 2010, mas o que o Censo mostrou foi que o número de pessoas pretas era de 13,0 milhões – crescimento relativo de 31,0%. Para mais informações consultar Anexo 2 desta publicação: nota metodológica sobre a desagregação de dados socioeconômicos por cor.

Considerando-se as variáveis demográficas, tanto no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) - Datasus, organizado pelo Ministério da Saúde com base nas informações de declaração de óbito; como no Registro Civil, organizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com informações coletadas nos cartórios de registro de todo o país, não há desagregação de dados por situação de domicílio para o ano 2000. Tal desagregação foi possível somente com os dados do Censo Demográfico de 2010, uma vez que em seu questionário do universo foi incluída uma pergunta sobre óbitos de indivíduos que haviam residido nos domicílios particulares[5].

De todo modo, o que se observa a partir dos resultados alcançados é que tanto no caso do IDHM, quanto dos subíndices de Longevidade, Educação e Renda, e para todas as localidades analisadas, os dados desagregados confirmam as disparidades sociais existentes entre os grupos, e evidenciam melhores resultados para brancos, homens e população urbana.

No Brasil, somente em 2010 o IDHM dos negros se aproximou ao IDHM dos brancos observado para o ano 2000. Em outros termos, o IDHM dos negros levou 10 anos para equiparar-se ao IDHM dos brancos. Este seguiu avançando, e ainda era 12,6% superior ao dos negros, em 2010. A renda das mulheres também apresenta disparidades marcantes: era 28% inferior à dos homens, mesmo obtendo níveis educacionais mais elevados. Entre o campo e a cidade, a desigualdade nos indicadores de renda também ganha destaque. A renda domiciliar per capita média da população urbana é quase três vezes maior do que a da população rural.

Entretanto, também se observou uma redução das desigualdades como um todo e avanços em todos os indicadores do IDHM desagregado para o período. A exemplo disso, a diferença entre o IDHM de negros e brancos reduziu-se pela metade no período de 2000 a 2010.

Dito isso, o texto apresenta a seguinte estrutura. No primeiro capítulo é analisada a desagregação do IDHM e suas dimensões por cor,

5 Consultar Anexo 4 desta publicação: nota metodológica sobre a desagregação de dados socioeconômicos por situação de domicílio.

sexo e situação de domicílio, apresentando a evolução dos indicadores correspondentes ao índice e a outros indicadores complementares para os anos de 2000 e 2010, no Brasil. Nos capítulos 2 e 3, a mesma análise é feita para as 27 Unidades da Federação e para 20 Regiões Metropolitanas, respectivamente. O quarto capítulo traz a análise geral e de tendência do comportamento dos dados desagregados dos 111 municípios selecionados, para o ano de 2010. Por fim, os quatro anexos estatísticos trazem considerações metodológicas e conceituais sobre os temas de demografia, cor, sexo e situação de domicílio.

Com esta publicação espera-se prestar um serviço à sociedade brasileira, por meio da apresentação de dados robustos e confiáveis. A opção por evidenciar as desigualdades dialoga com a aposta de mobilizar a sociedade e o Estado para que ponham em marcha iniciativas de promoção da equidade e de combate efetivo às discriminações experimentadas por mulheres, negros e populações rurais e a todos os efeitos delas decorrentes. Tal iniciativa está em consonância aos objetivos da Década Internacional de Afrodescendentes[6] e da nova Agenda 2030, e será essencial para que sejam alcançados os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS).

6 A Assembleia Geral da ONU proclamou o período entre 2015 e 2024 como a Década Internacional de Afrodescendentes (resolução 68/237) citando a necessidade de reforçar a cooperação nacional, regional e internacional em relação ao pleno aproveitamento dos direitos econômicos, sociais, culturais, civis e políticos de pessoas de afrodescendentes, bem como sua participação plena e igualitária em todos os aspectos da sociedade. Para mais informações visitar o site oficial: www.decada-afro-onu.org.

ANÁLISE DO IDHM DESAGREGADO POR COR, SEXO E SITUAÇÃO DE DOMICÍLIO NO **BRASIL**

Em 2010, o IDHM do Brasil foi de 0,727 e de acordo com as faixas de desenvolvimento humano adotadas pelo Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, o país está na faixa de Alto Desenvolvimento Humano. No mesmo ano, todos os grupos analisados (mulheres, homens, negros, brancos, populações rurais e populações urbanas) encontravam-se entre as faixas de Baixo, Médio e Alto Desenvolvimento Humano (0,500 a 0,800), e nenhum nas faixas de Muito Baixo e Muito Alto Desenvolvimento Humano.

Desconsiderando o IDHM rural pela inexistência dos dados para 2000, a amplitude dos dados desagregados, ou seja, a diferença entre o menor indicador (IDHM dos negros) e o maior indicador (IDHM dos brancos) passou de 0,145 em 2000, para 0,098 em 2010. Isso aponta para o fato de que, a melhora no IDHM para o período 2000-2010 foi maior para os grupos mais vulneráveis, que apresentavam os indicadores mais baixos, o que pode ter contribuído para a diminuição da desigualdade no país.

No período 2000 a 2010 (Gráfico 1), a taxa média de crescimento anual do IDHM da população negra foi de 2,5%, apresentando o melhor desempenho, ante 1,4% dos brancos, 1,9% para mulheres, e 1,8% para os homens.

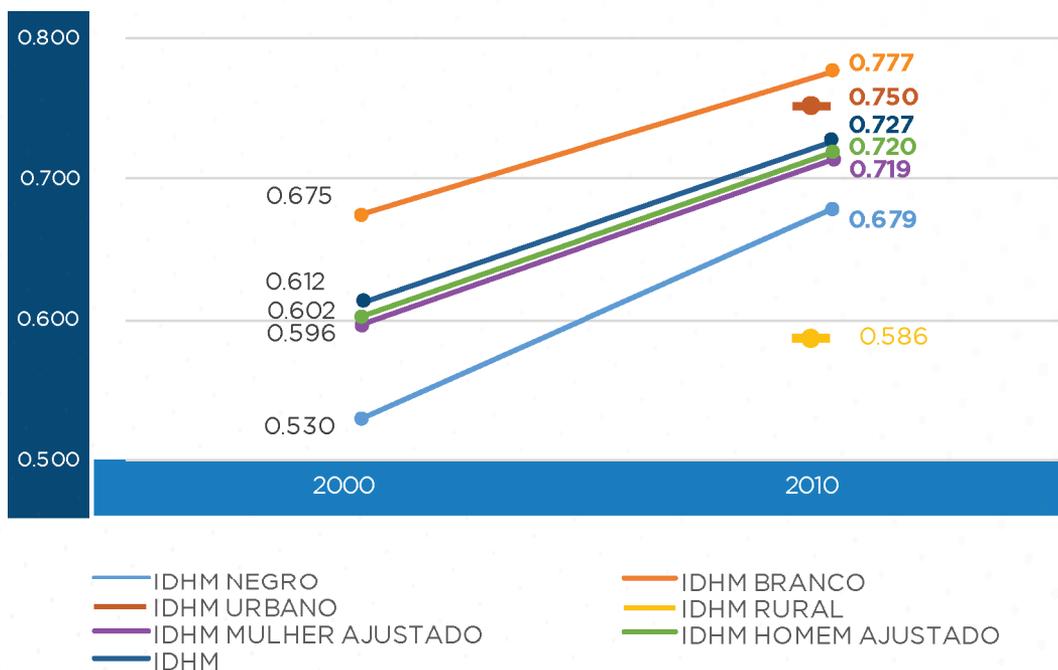
Gráfico 1: Evolução do IDHM e desagregações para o Brasil, 2000 e 2010

Contrapondo os dados do IDHM para a população branca e negra no Brasil, o IDHM dos negros em 2010 se equiparou ao IDHM dos brancos em 2000, revelando uma desigualdade que precisa ser reparada (Tabela 1). Apesar disso, a diferença entre o IDHM de negros e brancos reduziu-se significativamente no período de 2000 a 2010. Em 2000, o IDHM da população branca era 27,1% superior ao IDHM da população negra, ao passo que, em 2010, o IDHM dos brancos passou a ser 14,42% superior ao IDHM dos negros.

Tabela 1: IDHM desagregado e seus subíndices, Brasil 2000 e 2010

			IDHM	Esperança de Vida ao Nascer	% 18+ Fun-da. Com-pleto	% 11-13 Anos finais Fund	Renda
COR	Negro	2000	0,530	66,6	30,22	47,70	R$ 327,30
	Branco	2000	0,675	71,1	47,28	70,38	R$ 806,36
	Negro	2010	0,679	73,2	47,78	85,39	R$ 508,90
	Branco	2010	0,777	75,3	62,14	91,51	R$ 1.097,00
Sexo Ajustado à Renda Trabalho	Mulher	2000	0,596	71,7	41,09	63,17	R$ 939,10
	Homem	2000	0,602	64,7	39,33	55,17	R$ 1.422,30
	Mulher	2010	0,720	77,3	56,67	90,25	R$ 1.059,30
	Homem	2010	0,719	69,8	53,04	85,49	R$ 1.470,73
Situ-ação de Domicílio	Rural	2010	0,586	71,5	26,51	79,10	R$ 312,74
	Urbano	2010	0,750	74,6	59,72	89,83	R$ 882,64

Todas as 3 dimensões que compõem o IDHM desagregado por sexo e cor apresentaram avanços. Para a população negra, a dimensão Educação foi a que mais contribuiu para este avanço, com um crescimento médio anual de 4,9%, considerando o crescimento do subíndice de educação. A Educação também foi a dimensão que mais avançou no IDHM da população branca, das mulheres e dos homens. Todavia, com taxas médias de crescimento anual inferiores, 2,7%, 3,3% e 3,6%, respectivamente.

Em relação às diferenças entre brancos e negros, em 2010 a renda domiciliar per capita média da população branca era mais que o dobro da população negra: R$1.097,00 ante R$508,90. Quanto à

escolaridade da população adulta, 62% da população branca com mais de 18 anos possuía o fundamental completo, ante 47% da população negra. A diferença na esperança de vida ao nascer entre brancos e negros era de 2 anos, respectivamente 75,3 anos e 73,2 (Figura 1).

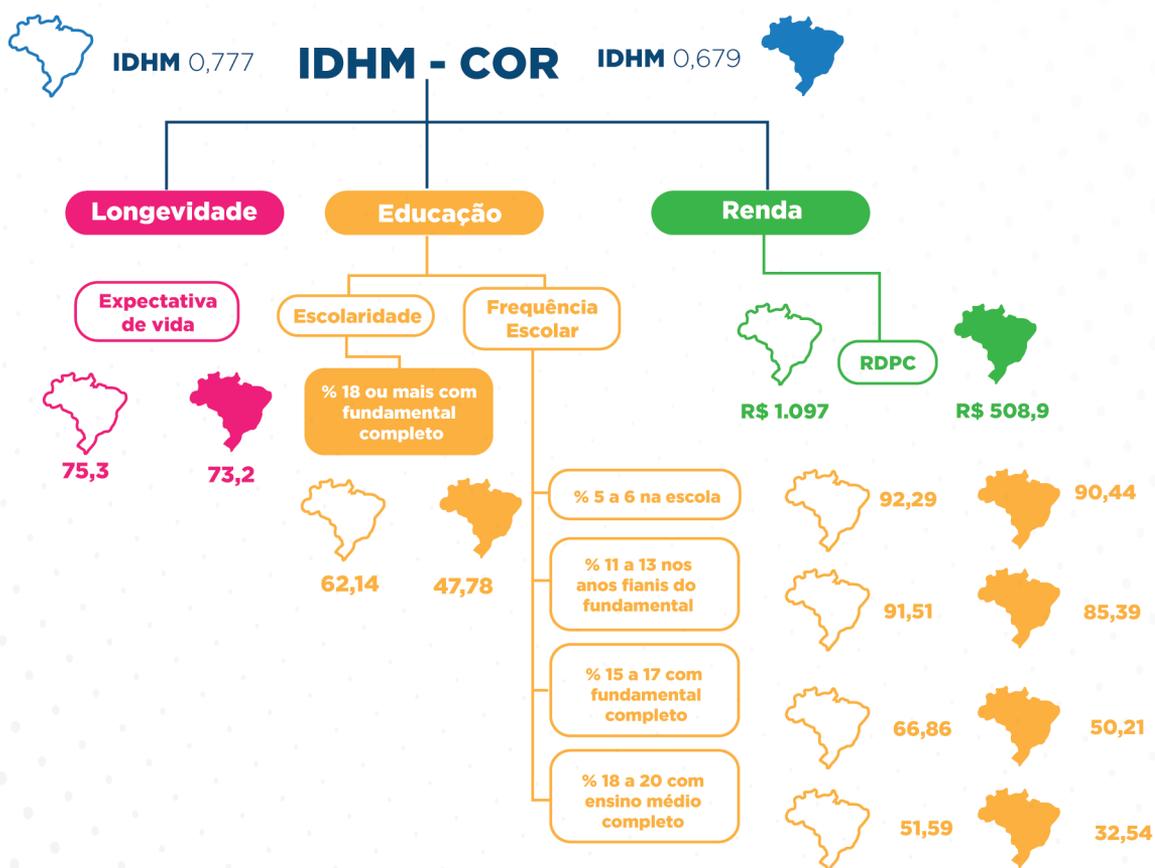
Figura 1: Subíndices do IDHM, Cor, Brasil - 2010

No que tange às diferenças entre sexos, em 2010 a mulher apresentou renda média no trabalho de R$1.059,30, isto é, 28% inferior à renda média do trabalho dos homens, R$1.470,73. Em contrapartida, as mulheres registraram estudar mais: 56,7% das mulheres com mais de 18 anos têm o ensino fundamental completo, ante 53% dos homens. No fluxo escolar da população jovem, as mulheres apresentam maior adequação idade-série, 0,730 ante 0,657 dos homens. Na esperança de vida ao nascer, as mulheres vivem 7,5 anos a mais em média do que os homens, 77,3 anos e 69,8 anos, respectivamente (Figura 2).

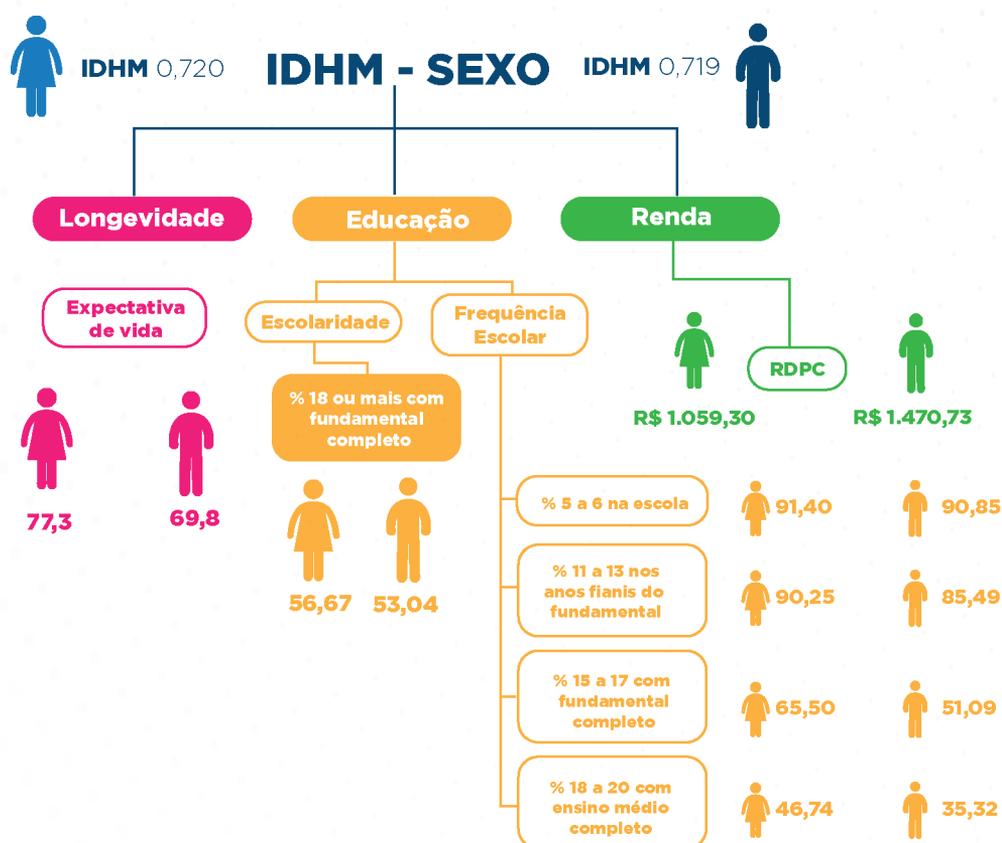
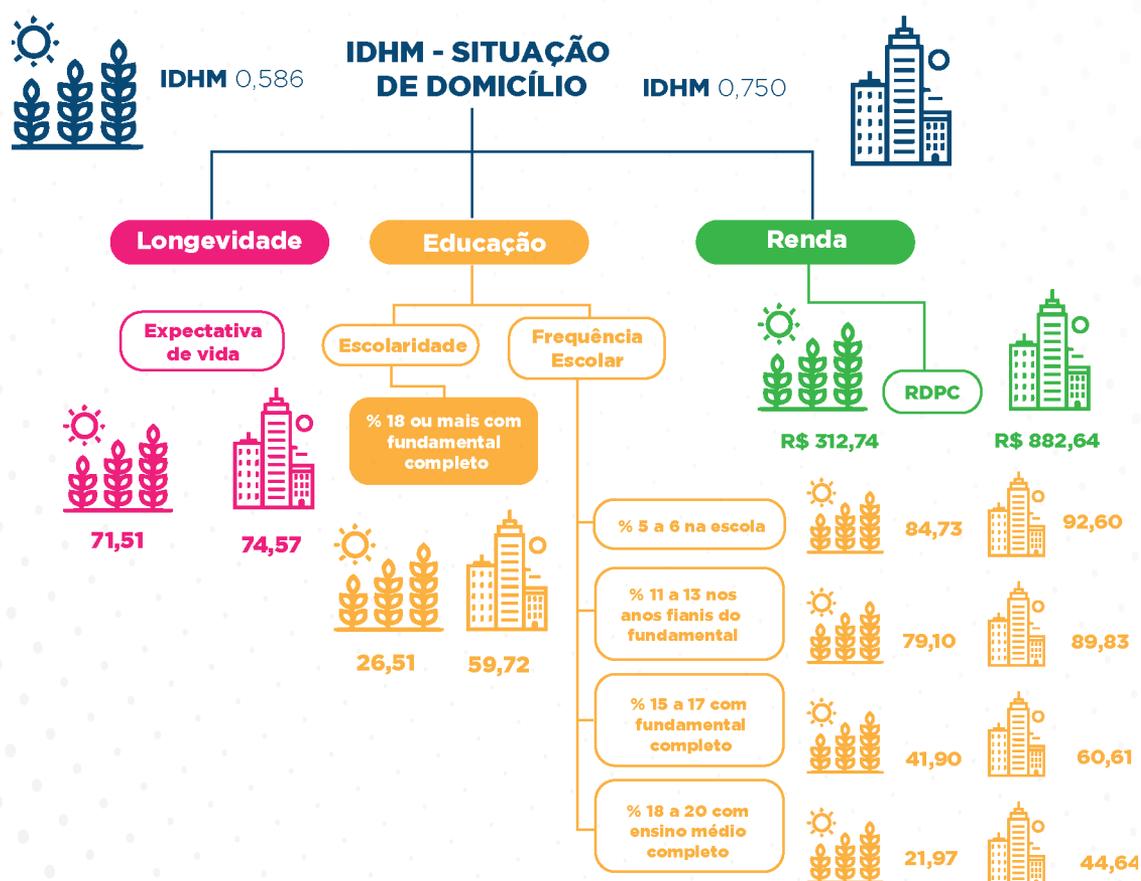
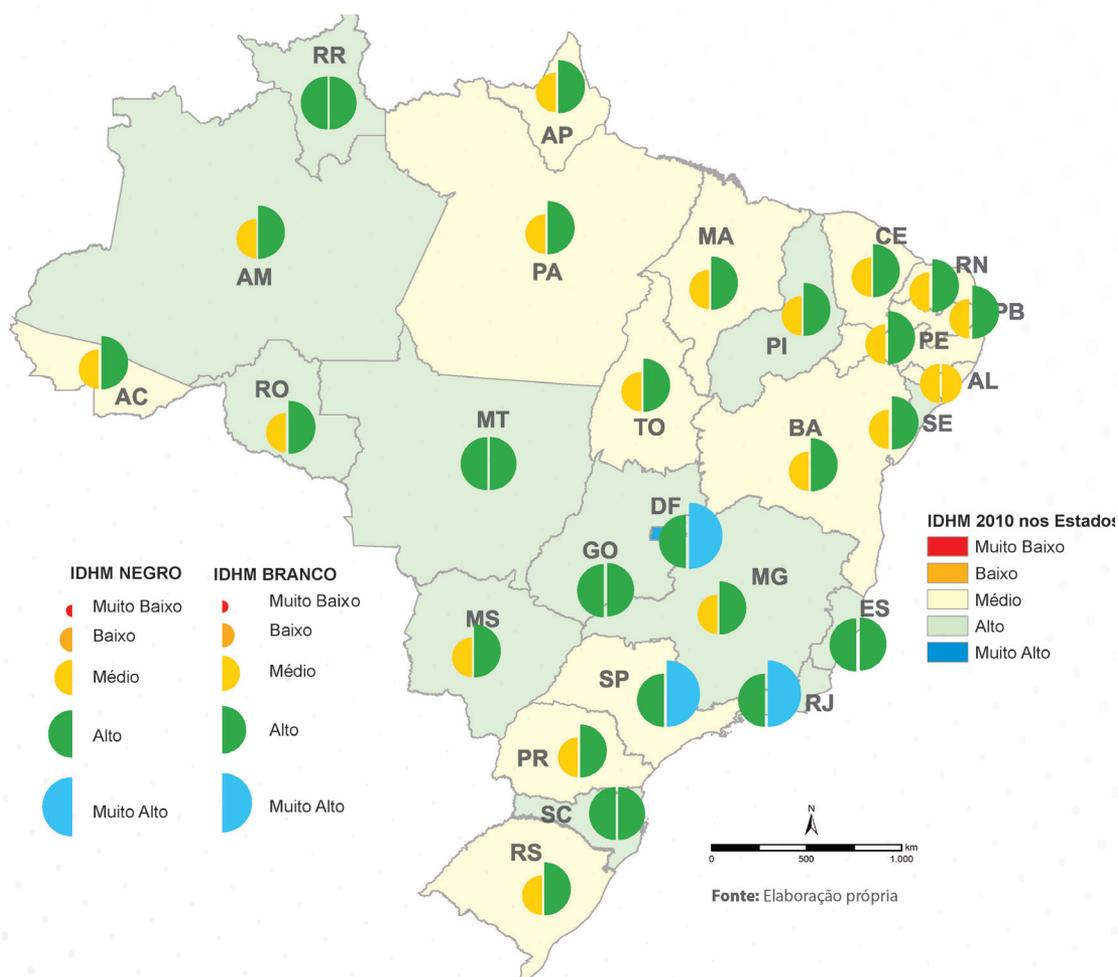
Figura 2: Subíndices do IDHM Ajustado, Sexo, Brasil - 2010

E em relação às diferenças entre a população rural e urbana, a renda domiciliar per capita média da população urbana é quase três vezes maior do que a da população rural, R$882,6 e R$312,7 respectivamente. Quanto à escolaridade da população adulta, 60% da população urbana com mais de 18 anos possui o fundamental completo, ante 26,5% da população rural. Na esperança de vida ao nascer, a população urbana vive em média 3 anos a mais do que a população rural, 74,5 anos a 71,5 anos (Figura 3).

Figura 3: Subíndices do IDHM, Situação de Domicílio, Brasil - 2010

ANÁLISE DO IDHM DESAGREGADO POR COR, SEXO E SITUAÇÃO DE DOMICÍLIO NAS **UNIDADES DA FEDERAÇÃO**

Desagregação do IDHM por cor

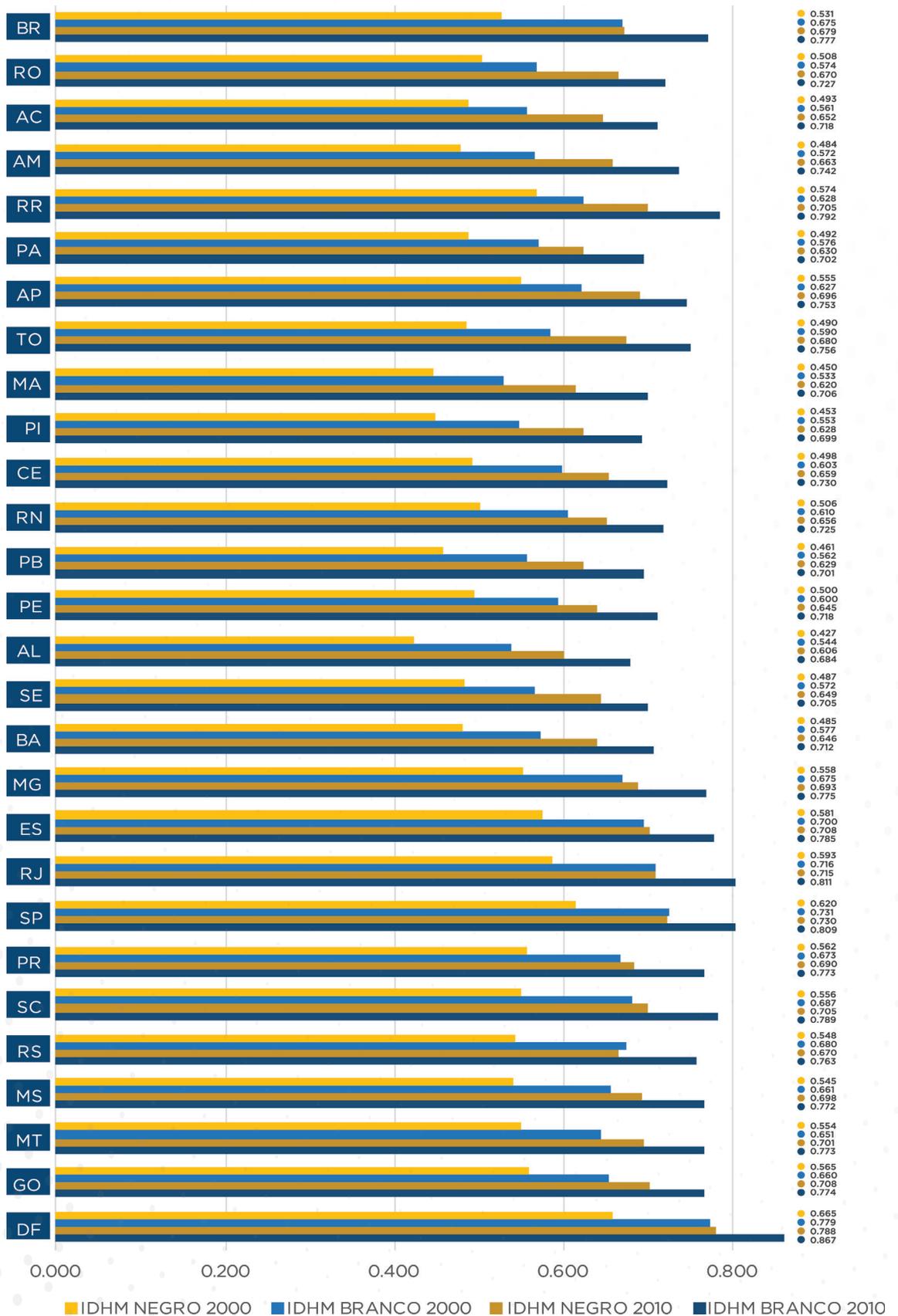
Em 2010, a população negra nas Unidades da Federação (UFs) brasileiras estava agrupada nas faixas de Médio e Alto Desenvolvimento Humano (0,600 a 0,800), estando 19 delas no Médio Desenvolvimento Humano e 8 na faixa de Alto Desenvolvimento Humano. Para a população branca, 3 estavam na faixa de Muito Alto Desenvolvimento Humano, 23 em Alto Desenvolvimento Humano e 2 na faixa de Médio Desenvolvimento Humano (Mapa 1).

Mapa 1: IDHM desagregado por cor, por UF, para 2010

As maiores diferenças percentuais entre o IDHM da população branca e o IDHM da população negra, em 2010, foram observadas no Rio Grande do Sul (13,9%), Maranhão (13,9%) e Rio de Janeiro (13,4%) e, por outro lado, as menores diferenças percentuais foram registradas nos estados de Amapá (8,2%), Rondônia (8,5%) e Sergipe (8,6%).

Isso significa dizer que em algumas UFs, como o Rio de Janeiro, a renda domiciliar per capita média da população branca é mais de duas vezes maior do que a renda domiciliar per capita da população negra,

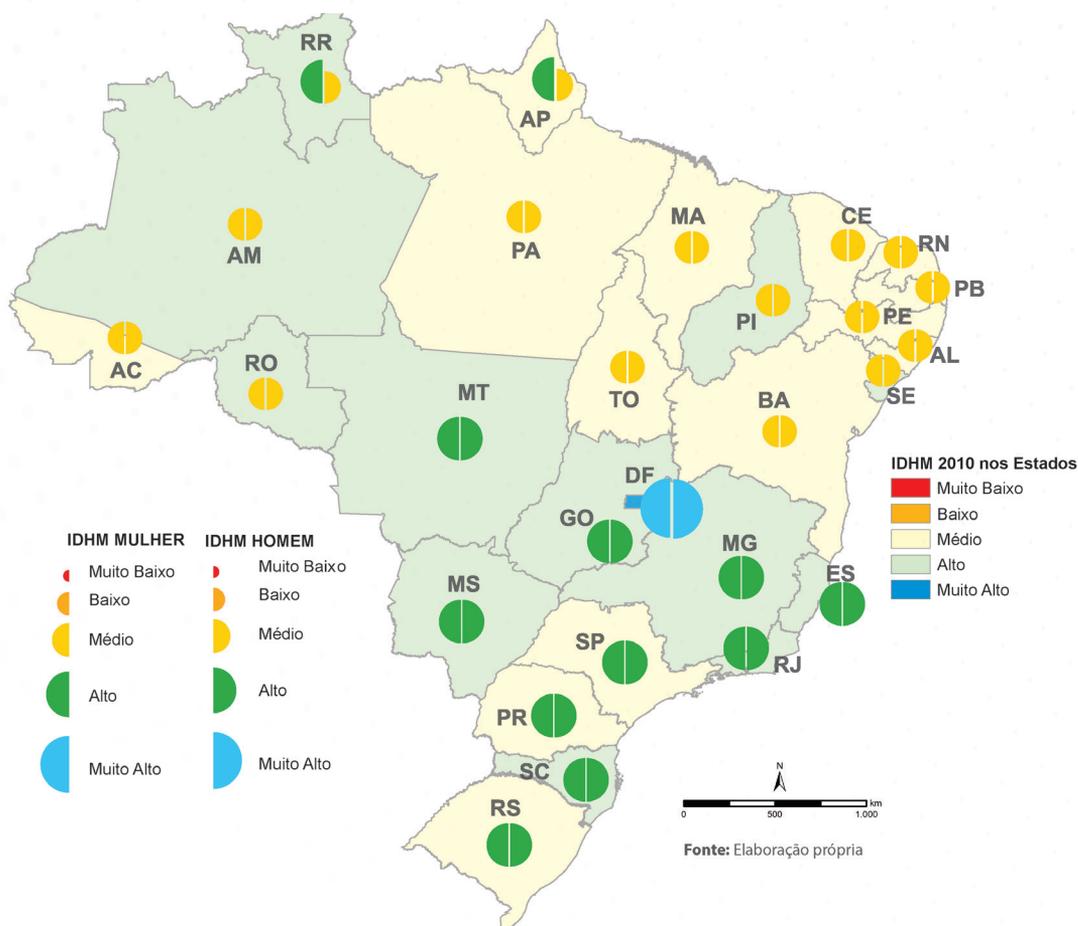
R$1.445,90 ante R$667,30. Ou então, em Alagoas, que o percentual da população branca acima de 18 anos com o Ensino Fundamental Completo é mais de um terço maior do que da população negra, 50% ante 36%. Já no Rio Grande do Sul, a adequação idade-série da população branca é 23% superior à da população negra, 0,719 a 0,585. E, por fim, em Roraima, em 2010, a esperança de vida ao nascer da população branca era de 76,6 e da população negra era 72,5 – quatro anos de diferença entre as categorias.

A maior redução na diferença entre o IDHM dos brancos e negros, em 2000 e 2010, foi observada em Santa Catarina, que apresentou uma redução de 0,047. O Espírito Santo (0,042) e o Mato Grosso do Sul (0,042) também apresentaram elevada redução na diferença do IDHM de brancos e negros, de um ano ao outro. Em contrapartida, Roraima apresentou aumento de 0,033 na diferença entre o IDHM de brancos e negros, de 2000 a 2010 (Gráfico 2).

Gráfico 2: IDHM desagregado por cor, por UF, para 2000 e 2010

Desagregação do IDHM por sexo

Em 2010, o IDHM ajustado das mulheres nas UFs brasileiras estava agrupado nas faixas de Médio, Alto e Muito Alto Desenvolvimento Humano (0,600 a 0,900), sendo que 14 delas estavam em Médio Desenvolvimento Humano, 12 na faixa de Alto Desenvolvimento Humano e 1 na faixa de Muito Alto Desenvolvimento Humano. Para a população masculina, 1 UF estava na faixa de Muito Alto Desenvolvimento Humano, 10 em Alto Desenvolvimento Humano e 16 na faixa de Médio Desenvolvimento Humano (Mapa 2).

Mapa 2: IDHM desagregado por sexo, por UF, para 2010

Fonte: Elaboração própria

A maior diferença existente na renda foi observada em Santa Catarina, onde a renda média no trabalho dos homens (R$1.655,74) era 34,84% superior à renda média no trabalho das mulheres (R$1.079,82). Em 2010, no que se refere à educação, no Piauí, 46,5% de mulheres acima de 18 anos de idade tinham o Ensino Fundamental Completo, ao passo que apenas 36,8% dos homens chegaram a completar tal nível. Na Bahia, o subíndice de frequência escolar das mulheres era 17,8% maior do que dos homens, 0,498 a 0,421, respectivamente. E por fim, em Alagoas, a diferença na esperança de vida ao nascer das mulheres era quase 9 anos a mais do que dos homens, com 74,3 e 65,5, respectivamente.

Como resultado destes dados, é possível observar que, apesar de apresentar renda do trabalho significativamente inferior, com os dados educacionais e de longevidade superiores, em algumas UFs o IDHM das mulheres é maior do que o IDHM dos homens (Gráfico 3).

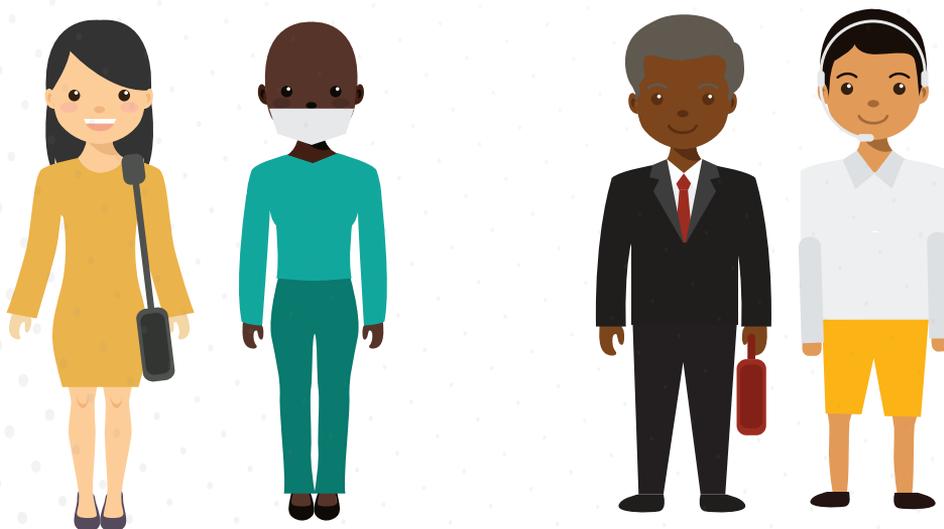
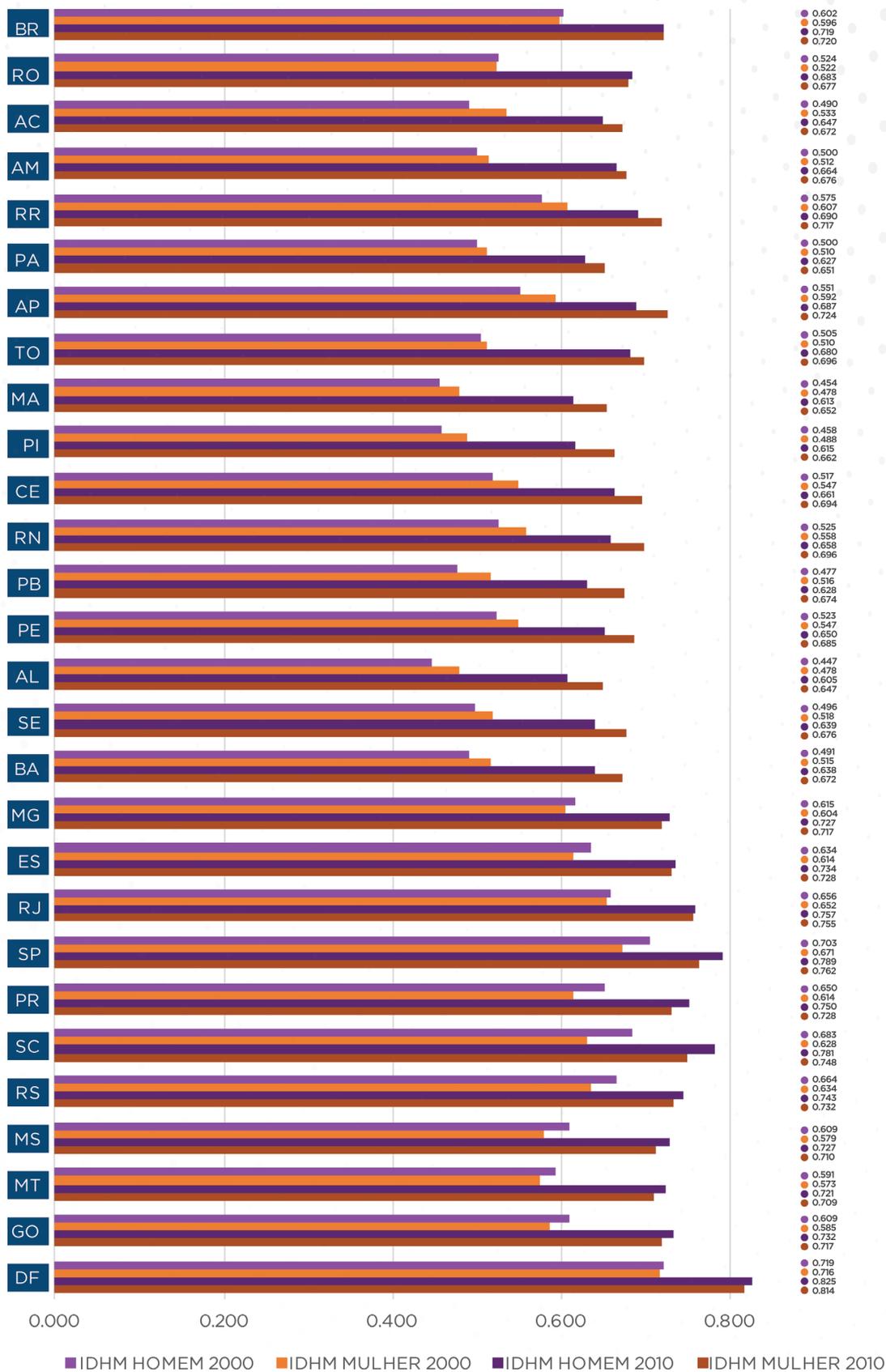
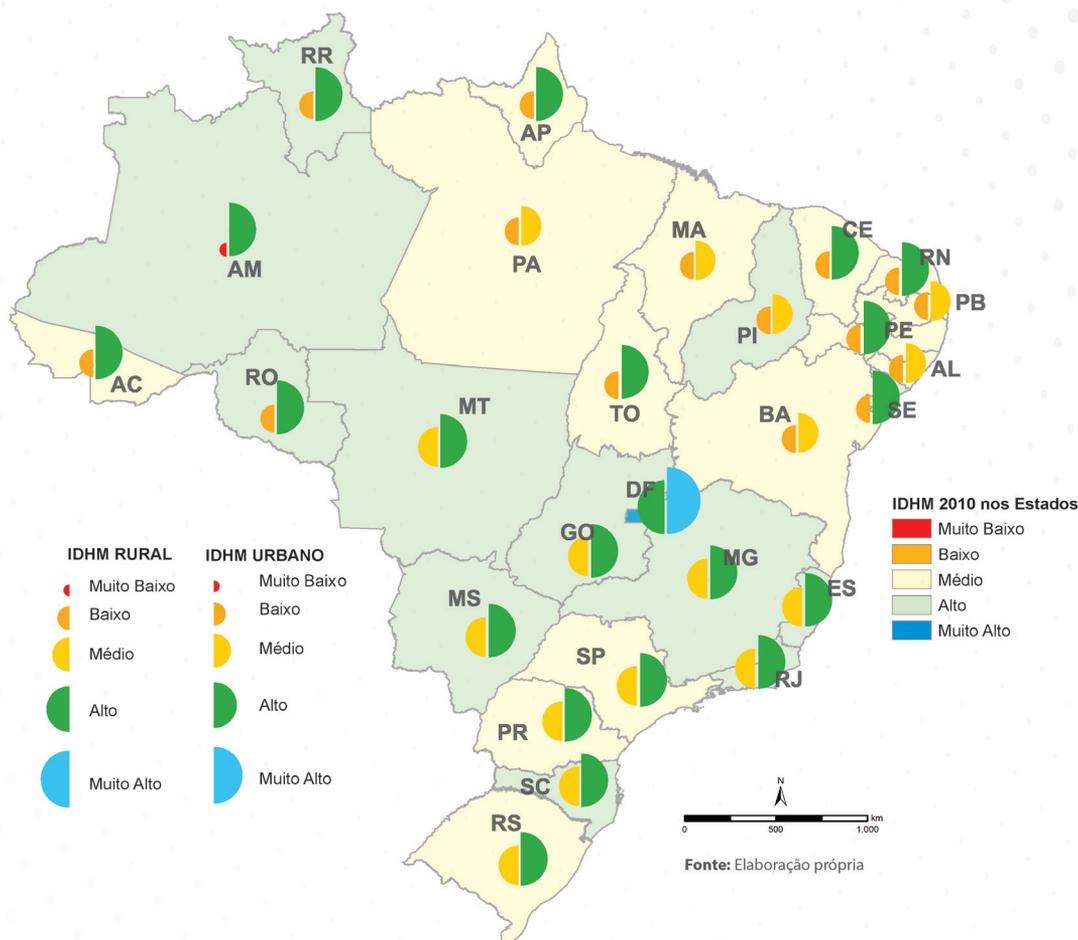



Gráfico 3: IDHM desagregado por sexo ajustado, por UF, para 2000 e 2010

Desagregação do IDHM por situação de domicílio

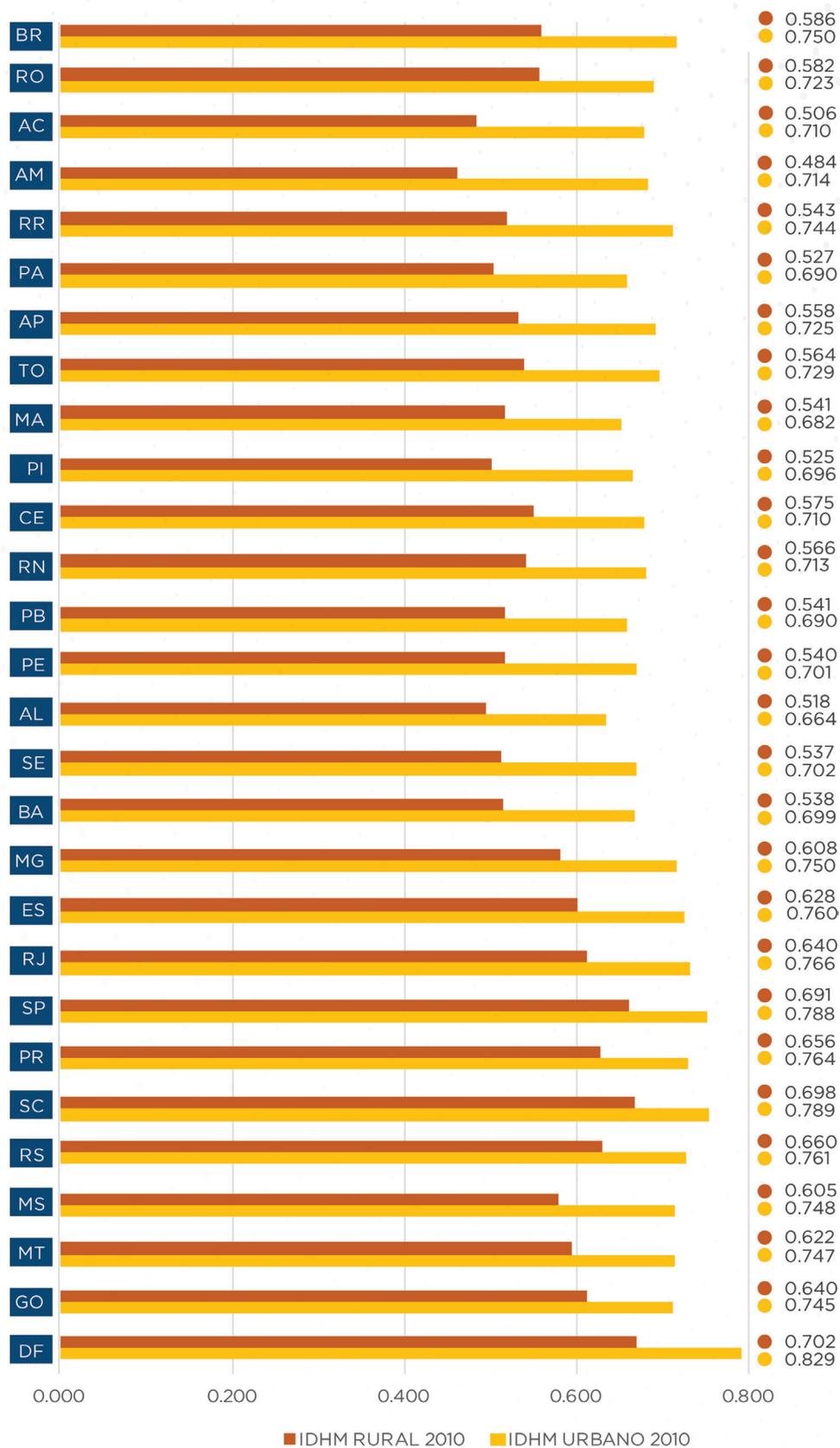
A população rural e urbana no Brasil apresenta a maior desigualdade no IDHM dentre os grupos analisados neste estudo (Gráfico 4). Em 2010, enquanto o IDHM rural para o país esteve na faixa de Baixo Desenvolvimento Humano (0,586), o IDHM urbano era de 0,750 (Alto Desenvolvimento Humano), ou seja, 28% mais elevado que o primeiro.

Nas UFs (Mapa 3), o IDHM da população rural estava agrupado na faixa de Muito Baixo Desenvolvimento Humano (1), Baixo Desenvolvimento Humano (15), Médio Desenvolvimento Humano (10) e Alto Desenvolvimento Humano (1). Já o IDHM da população urbana, variava do Médio Desenvolvimento Humano (6), Alto Desenvolvimento Humano (20) e Muito Alto Desenvolvimento Humano (1).

Mapa 3: IDHM desagregado por situação de domicílio, por UF, para 2010

As maiores diferenças percentuais entre o IDHM da população urbana e o IDHM da população rural, em 2010, foram observadas no Amazonas, onde o IDHM urbano era 47,5% superior ao IDHM rural, seguido do Acre (40,3%) e Roraima (37%).

O estado do Amazonas também apresentou as maiores diferenças entre urbano e rural nas dimensões renda e educação. Em 2010, a renda domiciliar per capita média da população rural era 4,5 vezes menor do que a renda domiciliar per capita média urbana, R$141,8 e R$644,5, respectivamente. Somente 22% da população rural com mais de 18 anos possuía o Ensino Fundamental Completo, enquanto 62% da população

urbana com 18 anos ou mais de idade encontrava-se nesse mesmo patamar educacional. No Acre, o subíndice de frequência escolar no rural era 41% inferior a adequação idade-série da população urbana, 0,406 e 0,689, respectivamente. E por fim, no Distrito Federal, a diferença na esperança de vida ao nascer da população urbana e rural era de 3,7 anos - 77,5 anos para a população residente nas áreas urbanas e 73,8 para aquelas residentes em áreas rurais.

Gráfico 4: IDHM desagregado por situação de domicílio, UF, para 2010

ANÁLISE DO IDHM DESAGREGADO POR COR, SEXO E SITUAÇÃO DE DOMICÍLIO NAS **REGIÕES METROPOLITANAS**

Desagregação do IDHM por cor

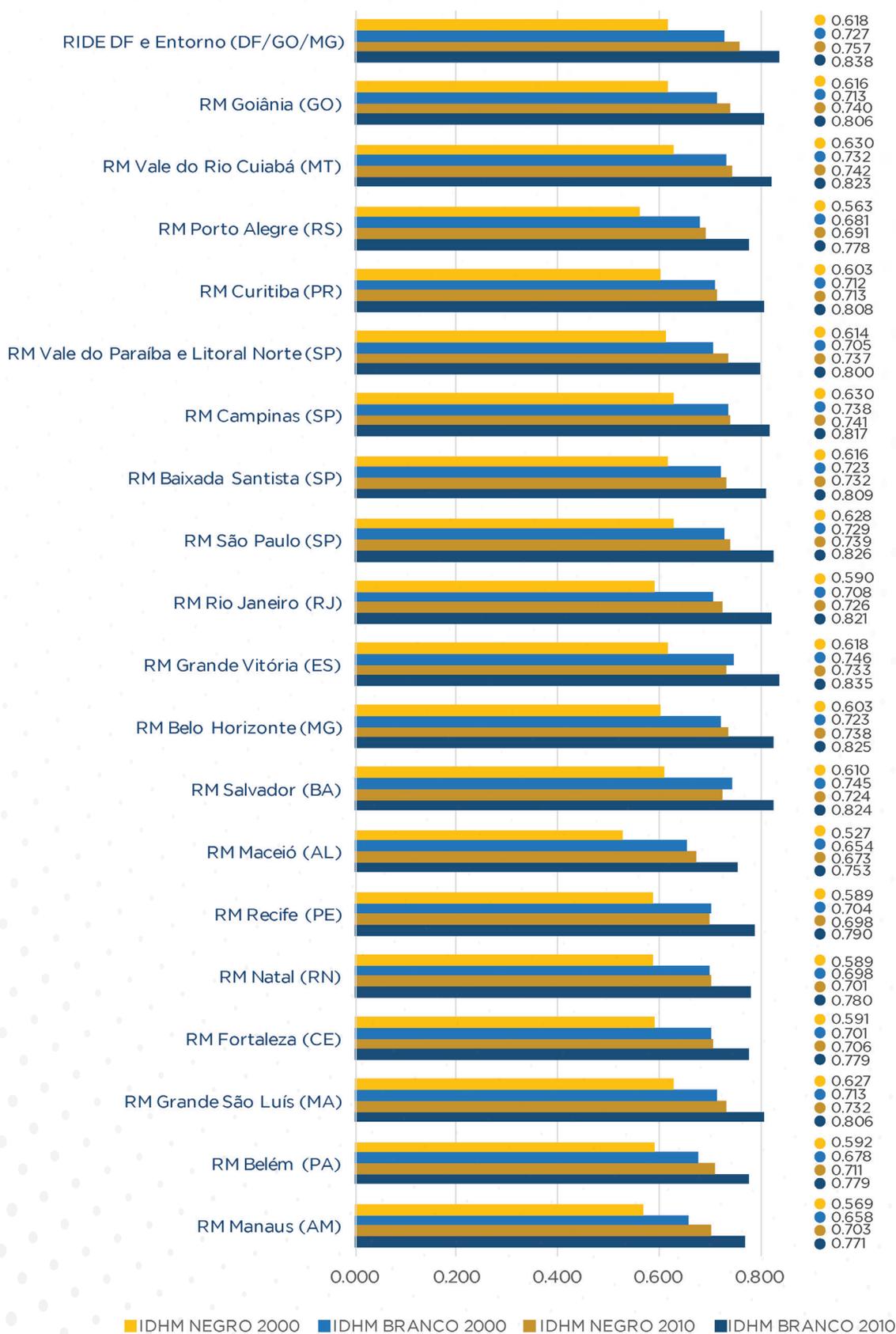
Em 2010, conforme Gráfico 5, o IDHM da população negra para as Regiões Metropolitanas (RMs) brasileiras variou entre 0,673 (RM Maceió) e 0,757 (RIDE DF e Entorno). Já em 2000, foi de 0,527 (RM Maceió) a 0,630 (RM Vale do Rio Cuiabá e RM Campinas). Para a população branca, em 2010, o IDHM nas RMs brasileiras variou entre 0,753 (RM Maceió) a 0,838 (RIDE DF e Entorno). E em 2000, o IDHM nas RMs brasileiras da população branca oscilou de 0,654 (RM Maceió) a 0,746 (RM Grande Vitória).

As maiores diferenças percentuais entre o IDHM da população negra e o IDHM da população branca nas RMs brasileiras, em 2010, foram observadas na RM Grande Vitória, onde o IDHM branco era 13,9% superior ao IDHM negro, seguido da RM de Salvador (13,8%) e da RM de Curitiba (13,3%).

A maior diferença entre a renda domiciliar per capita entre brancos e negros nas RMs brasileiras foi observada na RM de Salvador, onde a renda domiciliar per capita da população negra era quase três vezes menor do que da população branca, R$666,5 e R$1.826,3, respectivamente. No que se refere à dimensão educação, na RM de Curitiba 68,4% da população branca acima de 18 anos tinha o Ensino Fundamental completo, em contraposição aos 52,4% da população negra, com 18 anos ou mais de idade também com Ensino Fundamental completo – diferença de 30,5%. Na RM de Porto Alegre, o índice que mede o subíndice de frequência escolar dos brancos era 22,2% maior do que da população negra, 0,687 e 0,562, respectivamente. E por fim, na RM de Curitiba, a diferença entre

as esperanças de vida ao nascer da população branca (77,3 anos) e negra (73,7 anos) era de 3,5 anos.

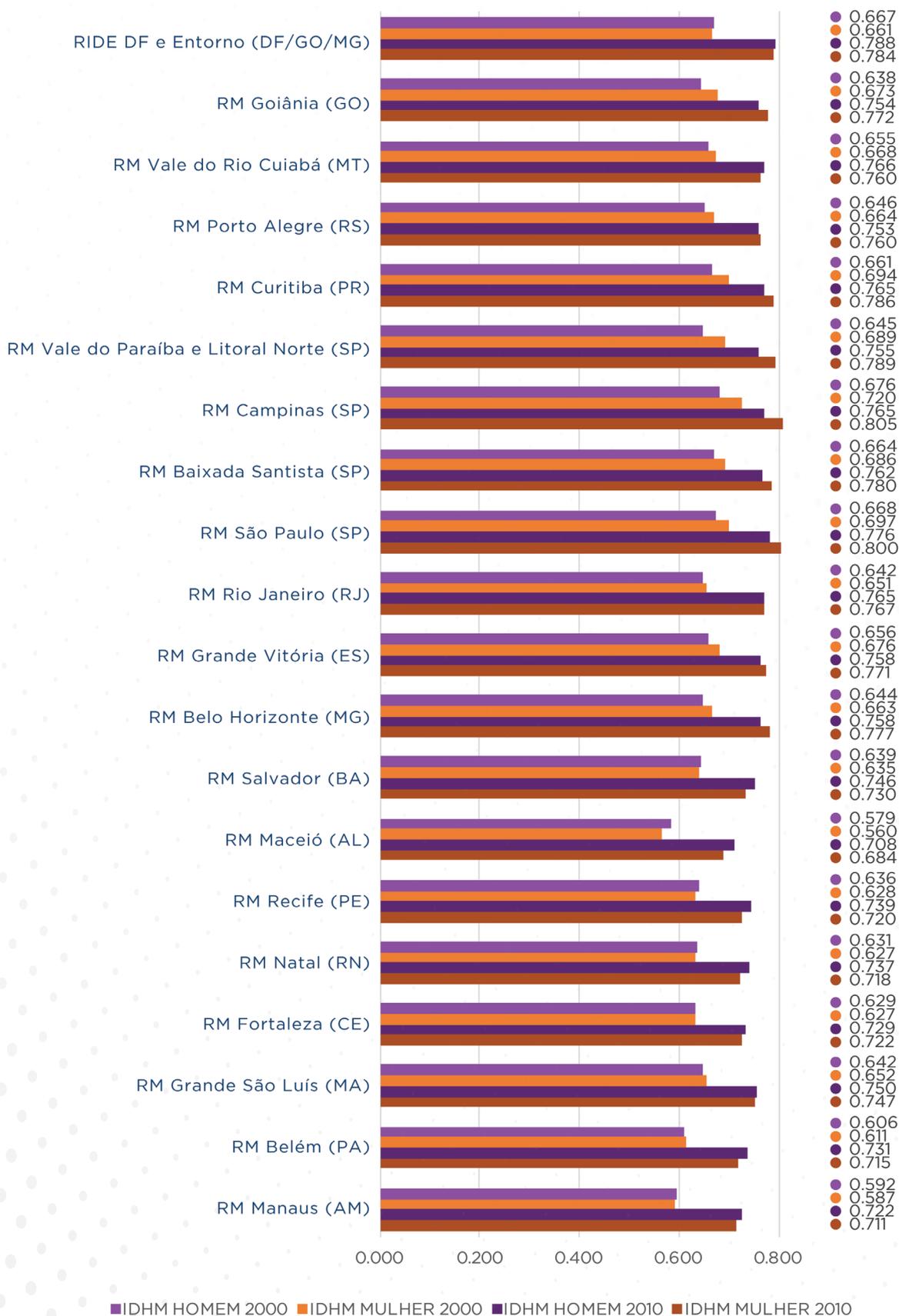
A maior redução na diferença entre o IDHM dos brancos e negros nas RMs brasileiras, entre 2000 e 2010, foi observada na RM de Maceió, que apresentou uma redução de 0,047. A RM de Fortaleza (0,037) e a RM de Salvador (0,035) também apresentaram significativa redução na diferença do IDHM de brancos e negros, de um ano ao outro. Em nenhuma RM brasileira houve aumento na diferença entre o IDHM de brancos e negros.

Gráfico 5: IDHM desagregado por cor, por Região Metropolitana, para 2000 e 2010

Desagregação do IDHM por sexo

Em 2010, conforme o Gráfico 7, o IDHM ajustado dos homens variou entre 0,684 (RM Maceió) a 0,805 (RM Campinas), faixas de Médio a Muito Alto Desenvolvimento Humano. E em 2000, foi de 0,560 (RM Maceió) a 0,720 (RM Campinas). Para as mulheres, todos os IDHM ajustados nas RMs brasileiras, em 2010, estavam na faixa de Alto Desenvolvimento Humano, agrupados entre 0,708 (RM Maceió) e 0,788 (RIDE DF e Entorno). Em contraposição ao IDHM dos homens, não possuía, em 2010, nenhuma RM na faixa de Muito Alto Desenvolvimento Humano. Já em 2000, o IDHM ajustado das mulheres oscilou entre as faixas de Baixo e Médio Desenvolvimento Humano: 0,579 (RM Maceió) e 0,676 (RM Campinas).

A maior diferença existente na renda média do trabalho entre homens (R$ 1.711,69) e mulheres (R$ 1.112,94) foi observada na RM Vale do Paraíba e Litoral Norte, onde a renda média do trabalho dos homens era 35% superior à renda média do trabalho das mulheres. Para a educação, na RM do Vale do Rio Cuiabá, 68,9% das mulheres acima de 18 anos tinha o Ensino Fundamental completo, ao passo que 63,2% dos homens, no mesmo grupo de idade, também possuía o Ensino Fundamental Completo – diferença relativa de 5,7%. Na RM de Salvador, o índice que mede o subíndice de frequência escolar das mulheres era 13% maior do que dos homens, 0,707 e 0,626, respectivamente. E por fim, na RM de Maceió, a diferença na esperança de vida ao nascer das mulheres era de 10,5 anos a mais do que dos homens, 77,8 ante 67,3.

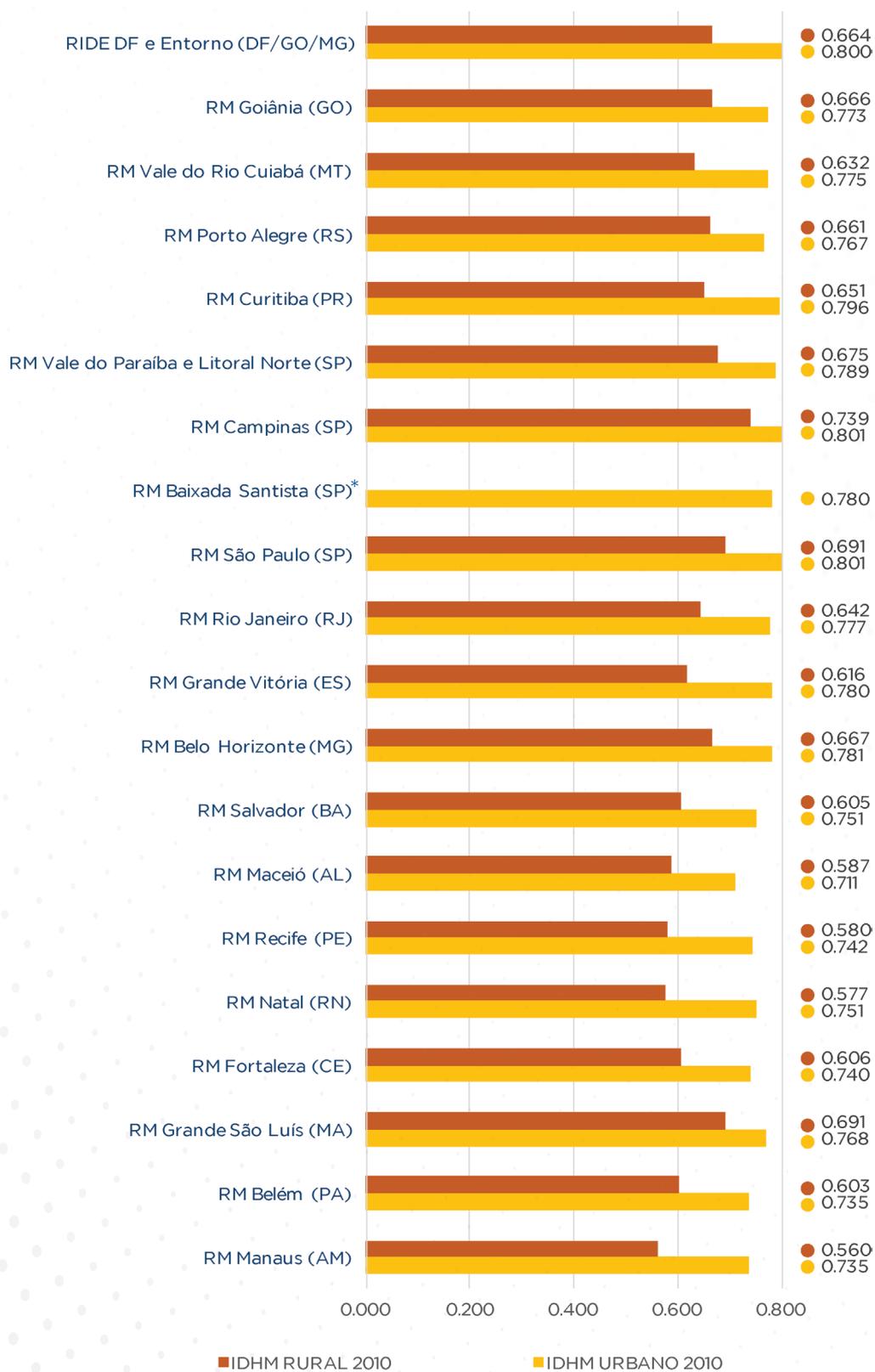
Como resultado destes dados, é possível observar que em algumas RMs o IDHM das mulheres é superior ao IDHM dos homens.

Gráfico 7: IDHM desagregado por sexo ajustado, por Região Metropolitana, para 2000 e 2010

Desagregação do IDHM por situação de domicílio

Em 2010, conforme o Gráfico 8, IDHM rural das RMs brasileiras estava agrupado entre 0,560 (RM Manaus) e 0,739 (RM Campinas). Já o IDHM urbano das RMs brasileiras variou entre 0,711 (RM Maceió) e 0,801 (RM Campinas).

As maiores diferenças percentuais nas RMs brasileiras entre o IDHM da população urbana e o IDHM da população rural, em 2010, foram observados na RM Manaus, onde o IDHM urbano foi 31,3% superior ao IDHM rural, seguido da RM Natal (30,2%) e RM Recife (27,9%).

A maior diferença existente na renda domiciliar per capita entre urbano e rural das RMs brasileiras foi observada na RM Natal, onde a renda domiciliar per capita urbana era 3,5 vezes maior do que a rural, respectivamente, R$842,70 e R$242,40. Para a educação, na RM Grande Vitória o percentual da população urbana acima de 18 anos que tem o Ensino Fundamental completo era 2,3 vezes maior do que da população rural, 65,8% e 28,5%, respectivamente. Na RM Recife, o índice que mede o subíndice de frequência escolar população urbana era 30% superior ao da população rural, respectivamente 0,704 e 0,540. E por fim, na RM Manaus, a diferença na esperança de vida ao nascer da população urbana era 3,7 anos a mais do que da população rural, 74,6 e 71,2 respectivamente.

Gráfico 8: IDHM desagregado por situação de domicílio, por Região Metropolitana, para 2010

ANÁLISE DO IDHM DESAGREGADO POR COR, SEXO E SITUAÇÃO DE DOMICÍLIO **NOS MUNICÍPIOS**

A Tabela 2, apresenta o IDHM de 111 municípios[7] brasileiros em 2010 desagregados por sexo e cor. Neles, é possível observar que nenhum município apresenta Muito Baixo ou Baixo Desenvolvimento Humano para mulheres, homens, brancos e negros.

Entretanto, destaca-se que a população branca possuía IDHM Muito Alto em 50 municípios, enquanto a população negra não possuía IDHM Muito Alto nos municípios. Do mesmo modo, em 28 municípios a população de negros apresentou IDHM Médio, enquanto a população branca não tem IDHM Médio nos municípios. Para as diferenças de sexo, os homens apresentam IDHM Muito Alto em 32 municípios, enquanto as mulheres apresentam IDHM Muito Alto em apenas 6 municípios.

As maiores diferenças percentuais na desagregação dos dados entre brancos e negros foram observadas em Porto Alegre (RS) e Feira de Santana (BA). Em Porto Alegre, o IDHM da população negra foi 18,2% inferior ao IDHM da população branca. E em Feira de Santana, o IDHM da mulher foi 9,3% inferior ao IDHM do homem. Em contrapartida, as menores diferenças nos dados desagregados foram observadas em Ribeirão das Neves (MG) e Palmas (TO). Em Ribeirão das Neves, o IDHM da população negra era 3,1% inferior ao IDHM da população branca. E em Palmas o IDHM da mulher era 4,1% inferior ao IDHM do homem.

7 Foram analisados os municípios que possuíam população total, em 2010, igual ou superior à da capital brasileira de menor população, Palmas (TO), com 228.332 habitantes.

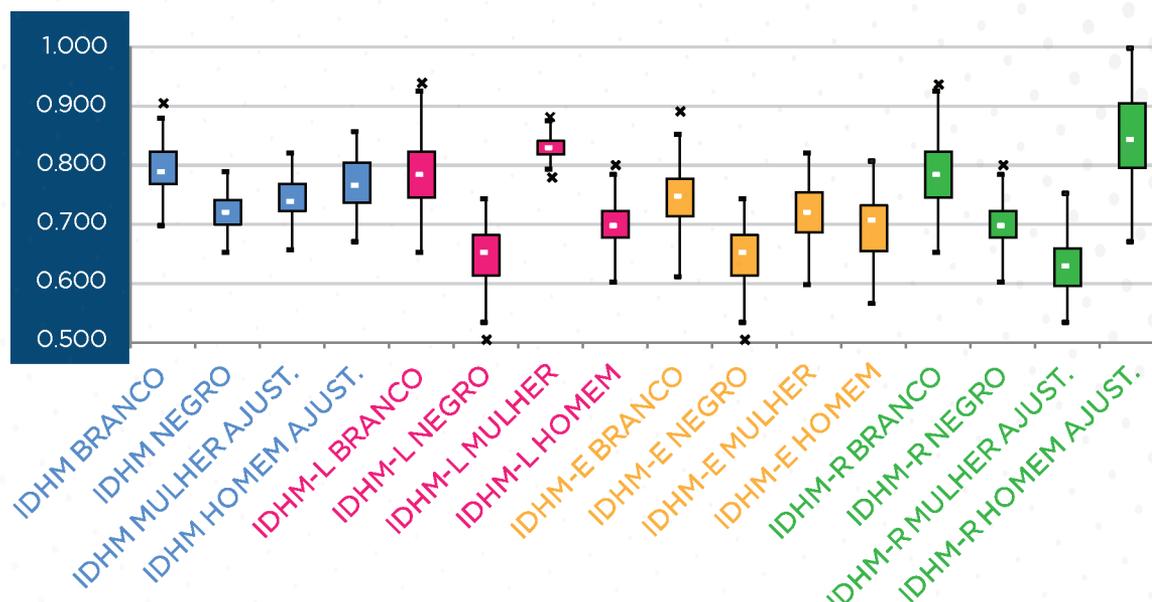
Tabela 2: Distribuição dos municípios por faixa do Desenvolvimento Humano Municipal, 2010

	MUITO BAIXO	BAIXO	MÉDIO	ALTO	MUITO ALTO
Branco	0	0	0	61	50
Negro	0	0	28	83	0
Mulher	0	0	12	93	6
Homem	0	0	8	71	32

O Gráfico 9 traz a distribuição do IDHM e suas dimensões (longevidade, educação e renda) dos municípios com os índices desagregados para sexo e cor. Nele, é possível observar as principais disparidades na distribuição dos dados municipais desagregados.

A exemplo disso, observa-se que os dados do IDHM da população branca variaram entre valores mais altos que a população negra, para todas as dimensões. Assim, o IDHM da população branca variou entre 0,701 (Ribeirão das Neves-MG) e 0,904 (Vitória-ES), e da população negra entre 0,654 (Caruarú-PE) e 0,790 (Vitória-ES). Na dimensão esperança de vida ao nascer, os dados variam de 73,1 anos (Maceió) a 79 anos (Uberlândia) para a população branca, ao passo que, para a população negra, foi de 71,8 anos (Marabá) a 77,8 anos (Blumenau).

Na dimensão educação, o IDHM-E oscilou entre 0,614 (Viamão-RS) e 0,890 (Vitória-ES) para a população branca, e entre 0,505 (Pelotas-RS) e 0,745 (Vitória-ES) para a população negra. Por fim, na dimensão de renda, a renda domiciliar per capita média variou de R$ 469,00 (Caucaia-CE) a R$ 2.700,00 (Vitória-ES) para a população branca, e de R$ 345,00 (Caucaia-CE) a R$ 1.174,00 (Brasília-DF) para a população negra.

Gráfico 9: Box Splot dos municípios por IDHM e suas dimensões, 2010

Considerando as disparidades entre os sexos nos municípios, observa-se que os dados do IDHM das mulheres variaram entre faixas de valores semelhantes aos dos homens, exceto para a dimensão de renda, em que a margem de variação da renda dos homens é mais alta que das mulheres. Assim, o IDHM das mulheres variou entre 0,657 (Marabá-PA) e 0,825 (Florianópolis-SC), enquanto o IDHM dos homens foi de 0,671 (Marabá-PA) a 0,862 (Florianópolis-SC). Na dimensão longevidade, a esperança de vida das mulheres foi de 76,4 (Petrolina-PE) a 82,5 (Blumenau-SC), ao passo que, para os homens oscilou entre 67,3 (Marabá-PA) e 74,7 (Blumenau-SC).

Na dimensão educação, o IDHM-E oscilou de 0,597 (Marabá-PA) a 0,824 (Vitória-ES) para as mulheres, e de 0,568 (Marabá-PA) a 0,811 (Vitória-ES) para os homens. E por fim, na dimensão renda, os rendimentos médios provenientes do trabalho para a população com mais de 18 anos, variavam de R$ 626,78 (Caucaia-CE) a R$ 2.167,20 (Vitória-ES) para as mulheres, e de R$ 814,45 (Caucaia-CE) a R$ 3.242,24 (Niterói-RJ) para os homens.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

As mudanças positivas no desenvolvimento humano do país foram apontadas em sucessivos relatórios e foram pormenorizadamente analisadas nas três edições do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil – 1998, 2003 e 2013. Pode-se destacar que o país obteve grandes avanços no que tange à longevidade, à educação e à renda a partir da adoção de estratégias inclusivas das últimas décadas, como o aumento progressivo no valor do salário mínimo, as transferências de renda condicionadas, as políticas de ações afirmativas, e os investimentos na saúde e na educação. Entretanto, o país ainda apresenta grandes desigualdades internas e regionais.

As disparidades nos rendimentos de homens e mulheres diminuíram no período analisado (2000 a 2010), mas homens seguem tendo salários mais elevados ainda que as mulheres tenham melhores índices educacionais. O IDHM da população negra foi o que cresceu mais rapidamente naquela década, ainda que continue com valores inferiores, se comparado ao IDHM da população branca. Nas áreas rurais brasileiras, a população também apresentou significativa melhora em seus índices de desenvolvimento humano. Contudo, apresentam resultados bastante díspares dos patamares observados para as cidades, principalmente quando olhamos para as estatísticas de educação e renda.

Com isso, entende-se que para seguir reduzindo as desigualdades, é fundamental que as métricas de desenvolvimento humano sejam complementadas e intercruzadas por outras métricas de bem-estar, desagregadas e atuais, a fim de alcançar uma melhor e acurada compreensão da realidade das populações menos favorecidas. Essa compreensão é imprescindível para a elaboração e focalização de políticas públicas. Além disso, também serve à sociedade como instrumento de informação para pautar as

mudanças estruturais carentes ao Brasil, que promovam de fato a igualdade entre todas e todos.

É necessário que se continue, progressivamente, a promover políticas abrangentes adaptadas às populações que sofrem discriminações e exclusões históricas, evitando retrocessos e garantindo que ninguém será deixado para trás. O PNUD, a FJP e o Ipea pretendem seguir contribuindo para a redução das desigualdades, por meio da elaboração de dados atualizados, robustos e desagregados, que apoiem a focalização das políticas públicas e o desenvolvimento humano do país

REFERÊNCIAS

COSTA, J. S.; PINHEIRO, L.; MEDEIROS, M.; QUEIROZ, C. A face feminina da pobreza: sobre-representação e feminização da pobreza no Brasil. IPEA: Texto para discussão nº 1137. Brasília, novembro de 2005.

MIRANDA, V. A resurgence of black identity in Brazil? Evidence from an analysis of recent censuses. Demographic Research, v. 32, p. 1603-1630. 2015.

OSÓRIO, R. O sistema classificatório de "cor ou raça" do IBGE. IPEA: Texto para discussão n° 996. Brasília, novembro de 2003.

PIMENTEL, Silvia Carlos da Silva. A Convenção CEDAW - O Comitê CEDAW Instrumento e mecanismo da ONU em prol dos direitos humanos. In: Autonomia Econômica e Empoderamento da Mulher. Brasília: Fundação Alexandre Gusmão, 2011.

PIZA, Edith; ROSEMBERG, Fúlvia. Cor nos censos brasileiros. In: Revista USP, São Paulo, n. 40, p. 122-137, dez-fev, 1999. Disponível em <http://www.periodicos.usp.br/revusp/article/viewFile/28427/30285>. Acesso em: março, 2017.

SCHWARTZMAN, Simon. Fora de foco: diversidade e identidades étnicas no Brasil. In: Novos Estudos CEBRAP, v. 55, p. 83-96, 1999.

UNDP. Human Development Report 2016, United Nations Development Programme, 2016a.

______. Regional Human Development Report for Latin America and Caribbean – Multidimensional progress: well-being beyond income. United Nations Development Programme, 2016b.

VEIGA, J.E. Nem tudo é urbano. Ciência e Cultura, v.56, n.2. São Paulo, 2004. Disponível em: http://cienciaecultura.bvs.br/scielo.php?pid=S0009-67252004000200016&script=sci_arttext> Acesso em: 17 Jan. 2017.

______, J. E. da. Cidades Imaginárias: O Brasil é menos urbano que se calcula. Campinas: Editora Autores Associados, 2002.

ANEXO 1
NOTA METODOLÓGICA DE DEMOGRAFIA

RESUMO

Apesar dos avanços na qualidade das informações sobre óbitos e nascidos vivos no Brasil, principalmente nas últimas décadas, problemas de cobertura ainda persistem. Este fato faz com que seja necessário lançar mão de metodologias indiretas para calcular as estimativas de mortalidade e de fecundidade no país. Sendo assim, o propósito deste trabalho é apresentar as diferentes metodologias indiretas utilizadas para calcular as estimativas de mortalidade e fecundidade, por sexo, cor e situação de domicílio, para as 27 Unidades da Federação, 20 Regiões Metropolitanas e 111 municípios, para os anos de 2000 e 2010. Dadas as limitações das bases de dados, não foi possível utilizar uma mesma metodologia para as três desagregações, sobretudo no que se refere às estimativas de mortalidade.

INTRODUÇÃO

Conhecer os níveis e padrões de mortalidade e fecundidade por idade, cor e sexo (no caso da mortalidade) é elementar para a compreensão da dinâmica demográfica e para o planejamento e implementação de políticas sociais no Brasil. Sabe-se, por exemplo, que homens e mulheres, brancos e negros, bem como pessoas residentes nas áreas urbanas e rurais, possuem diferenças em seus perfis de morbidade e mortalidade. Para que sejam tomadas decisões adequadas no que se refere às políticas públicas de saúde e previdência social torna-se imperativo a existência de informações fidedignas de óbitos e nascimentos, por idade, por sexo (para a mortalidade), por cor e situação do domicílio, além de dados sobre as causas de morte e doenças. Apesar da importância do recorte analítico da mortalidade e fecundidade em tais categorias para o processo de planejamento das políticas sociais, pouco ainda é feito, haja vista os limites das fontes de dados.

Nos países em desenvolvimento, e no Brasil não é diferente, estimar indicadores de mortalidade e fecundidade é um desafio. Apesar dos avanços na qualidade das estatísticas vitais no país, problemas comuns ainda persistem, o que impossibilita a utilização direta dos dados de óbito e população para calcular estimativas de mortalidade e, no caso da fecundidade, dados de nascidos vivos e população feminina em idade reprodutiva. Além dos erros de declaração, erros amostrais e do grau de representatividade, os demógrafos ainda devem lidar, no caso especificamente do Brasil e da categoria cor, com a reclassificação racial ao longo do tempo. Para contornar, ou pelo menos minimizar tais erros, muitos pesquisadores combinam métodos demográficos e estatísticos para mensurar a mortalidade e fecundidade no país, com o objetivo de estimar de forma mais acurada as variáveis analisadas. Não existe um método mais adequado para corrigir problemas nos dados de demografia (AGOSTINHO e QUEIROZ, 2008). Cada método possui vantagens e desvantagens específicas que devem ser consideradas no momento de sua escolha, além da disponibilidade dos dados para a aplicação deles.

Assim sendo, o objetivo dessa nota metodológica é apresentar os procedimentos adotados para corrigir o número de mortes, por sexo e por cor para o Brasil, Unidades da Federação, Regiões

Metropolitanas e municípios selecionados[1], para os anos de 2000 e 2010[2]. As estimativas por situação de domicílio foram calculadas para o Brasil, Unidades da Federação e Regiões Metropolitanas, somente para o ano de 2010. A partir das correções, foram geradas tabelas de sobrevivência para os recortes espaciais em questão e calculadas as estimativas de morte. Entretanto, antes da descrição das metodologias em si, será explicitado o grau de consistência das bases de dados, sobretudo das relativas à cor e situação de domicílio, para os estudos dos diferenciais de mortalidade da população brasileira.

No que tange a fecundidade, serão apresentadas as metodologias para corrigir o número de nascidos vivos por cor e situação de domicílio. As Taxas de Fecundidade Total (TFTs) para brancos e negros também foram geradas para o Brasil, Unidades da Federação, Regiões Metropolitanas e municípios selecionados, para 2000[3] e 2010. Já as TFTs para as áreas rurais e urbanas foram calculadas para o Brasil, Unidades da Federação e Regiões Metropolitanas, somente para o ano de 2010. Diferentemente da mortalidade, para a fecundidade, tanto por cor quanto por situação de domicílio, foram utilizadas as mesmas metodologias indiretas para calcular as estimativas.

1 Os municípios selecionados foram aqueles que, em 2010, possuíam população maior ou igual à população da capital brasileira de menor população. Em 2010, essa capital era Palmas (TO), com 228.332 habitantes.

2 Não foram calculadas estimativas de mortalidade para os municípios, no ano 2000. Pelo fato de ter ocorrido alterações de limites territoriais municipais, entre 2000 e 2010, não é possível comparar as estimativas sem compatibilizar as malhas dos municípios.

3 Não foram calculadas estimativas de fecundidade para os municípios, no ano 2000.

MÉTODOS PARA ESTIMAR AS TAXAS DE MORTALIDADE DO BRASIL, UNIDADES DA FEDERAÇÃO, REGIÕES METROPOLITANAS E MUNICÍPIOS SELECIONADOS, POR SEXO, 2000 e 2010

As estimativas de mortalidade para a construção das tabelas de sobrevivência, por sexo, das regiões metropolitanas do Brasil foram calculadas combinando métodos demográficos e estatísticos. O primeiro método utilizado foi o da Equação Geral de Balanceamento, desenvolvido por Willian Brass (BRASS, 1975) e generalizada por Hill (1987). Este método permite estimar o grau de cobertura do registro de óbitos, em 2010, das Unidades da Federação, por sexo, e corrigir tais óbitos. Para isso foram utilizados os microdados de população do Censo Demográfico brasileiro de 2010, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por faixa etária, e o número de óbitos, também por grupo de idade, para o período entre primeiro de agosto de 2000 e primeiro de agosto de 2010, oriundo do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) - Datasus, do Ministério da Saúde. Os outros dois métodos foram o de estimação indireta da mortalidade infanto-juvenil, desenvolvido por Brass (BRASS, 1975; NACIONES UNIDAS, 1968), e o estatístico bayesiano empírico (FREIRE, 2015). O método de Brass foi utilizado para os quatro primeiros grupos etários (0-4 anos; de 5-9 anos; de 10-14 anos; e de 15-19 anos) e o método bayesiano para os demais grupos de idade. No método de Brass, os dados utilizados de população, parturição, sobreviventes e nascidos vivos nos últimos dozes meses anteriores ao Censo de 2010 também foram provenientes dos microdados do Censo Demográfico brasileiro de 2010. Para o método estatístico bayesiano empírico, por sua vez, utilizou-se a população residente, com base no Censo Demográfico de 2010, bem como os

dados de mortalidade extraídos do site do Datasus, ambos para o ano de 2010, por local de residência, grupos de idade e município. A Figura 1 mostra a sequência de procedimentos para gerar as estimativas de mortalidade por sexo, de acordo com o nível geográfico.

Figura 1: Procedimentos para as estimativas, por nível geográfico.

MÉTODO DA EQUAÇÃO GERAL DE BALANCEAMENTO

Brass (1975) supõe que, numa população fechada à migração, para qualquer grupo de idade aberto *x+*, a taxa de entrada naquele grupo é igual à taxa de crescimento mais a taxa de saída (mortes) dele, ou seja, as distribuições da população e dos óbitos, por idade, estão relacionadas pela taxa de crescimento. A relação mais simples é aquela proposta pelo autor para uma população estável em sua Equação de Equilíbrio de Crescimento (HILL, 2001, p.9):

$$\frac{N(x)}{N(x+)} = r + \frac{D(x+)}{N(x+)} \qquad (1)$$

Onde N(x) e N(x+) são, respectivamente, o total de pessoas que entram no grupo etário x e no grupo etário x+, r é a taxa de crescimento da população estável (a mesma para todos os grupos etários) e D(x+) é o número de mortes de pessoas com x+ anos. Como D(x+) é o total de óbitos que ocorreram na população, se houver subregistro de mortes, D(x+) representará apenas uma parte de tais óbitos:

$$C(x) = \frac{Do(x+)}{D(x+)} \quad ou \quad Do(x+) = C(x) * D(x+) \qquad (2)$$

Onde Do(x+) é o total de mortes registradas na idade x e mais e C(x) é a proporção de mortes registradas, isto é, o grau de cobertura dos registros de óbitos. Como um dos pressupostos do modelo é que o grau de cobertura dos registros de óbitos não variam com a idade, C(x)=C, a equação (2) pode ser reescrita da seguinte maneira:

$$Do(x+) = C * D(x+) \quad ou \quad D(x+) = \frac{Do(x+)}{C} \qquad (3)$$

Para K=1/C e substituindo D(x+) na equação (1), tem-se:

$$\frac{N(x)}{N(x+)} = r + K * \frac{Do(x+)}{N(x+)} \qquad (4)$$

Pela equação (4), Brass (1975) mostrou que existe uma relação linear entre as taxas de entrada e de saída, onde o coeficiente linear é K, o inverso da cobertura real dos dados (HILL, 2001). Caso K seja maior que um, o método aponta para o subregistro de óbitos.

Hill (1987, citado por Hill 2001) propôs uma generalização do método da Equação de Balanceamento de Brass para ser aplicada em populações não estáveis. Para isso, utiliza-se dados de população e de óbitos em dois momentos no tempo e taxas de crescimento, por grupos de idade. Vale destacar que o pressuposto de população fechada é mantido.

$$\frac{N(x)}{N(x+)} = r(x+) + \frac{D(x+)}{N(x+)} \qquad (5)$$

Onde r(x+) é a taxa de crescimento observada da população de idade x e mais. Essa generalização do método permite estimar a cobertura do registro de mortes e a cobertura relativa da enumeração dos censos, “a partir do ajuste de uma reta de regressão entre a taxa de entrada menos taxa de crescimento [N(x)/N(x+) - r] e a taxa de saída da população [D(x+) / N(x+)], por faixa etária” (JUSTINO, 2013, p.38).

Suponha a distribuição populacional em dois censos, separada por um período de t anos, onde K_1 e K_2, respectivamente, representam o grau de cobertura do primeiro e do segundo censo. Em relação ao número de mortes registradas, o grau de cobertura é K_3.

$$N_1'(x+) = \frac{N_1(x+)}{K_1} \qquad (6)$$

$$N_2'(x+) = \frac{N_2(x+)}{K_2} \qquad (7)$$

$$D'(x+) = \frac{D(x+)}{K_3} \qquad (8)$$

Onde $N_1(x+)$ é o número de pessoas com x anos e mais de idade enumeradas no primeiro censo, N1’(x+) é o número real de pessoas na data do primeiro censo, $N_2(x+)$ é o número de pessoas com x anos e mais de idade enumeradas no segundo censo, $N_2'(x+)$ é o número real de pessoas na data do segundo censo. D’(x+) e D(x+) referem-se, respectivamente, ao número de mortes que realmente ocorreram a partir da idade x e ao número real de óbitos de pessoas com x e mais anos (JUSTINO, 2013).

A taxa de crescimento intercensitária da população pode ser escrita da seguir forma:

$$N_2(x+) = N_1(x+) * e^{r(x+)*t} \qquad (9)$$

Para isolar r(x+), rearranja-se a equação (9):

$$LN[N_2(x+)] = LN[N_1(x+) + r(x+) * t$$

$$r(x+) * t = LN\left[\frac{N_2(x+)}{N_1(x+)}\right]$$

$$r(x+) = \frac{1}{t} * LN\left[\frac{N_2(x+)}{N_1(x+)}\right] \qquad (10)$$

Reorganizando a equação (5) e substituindo e substituindo as variáveis, chega-se na equação (11), que apresenta uma forma de regressão linear simples (Y=a+b*x), o que sugere um ajuste linear entre os pontos x e y e permite estimar os graus de enumeração das coberturas censitárias (K_1 e K_2) e dos óbitos (K_3).

$$\underbrace{\frac{N(x)}{N(x+)} - r(x+)}_{Y} = \underbrace{\frac{1}{t} LN\left(\frac{K_1}{K_2}\right)}_{a} + \underbrace{\left(\frac{(K_1 * K_2)^{1/2}}{K_3}\right)}_{b} * \underbrace{\left[\frac{D(x+)}{N(x+)}\right]}_{X} \qquad (11)$$

Para se obter a cobertura populacional relativa entre dois censos, pode-se atribuir o valor 1 para K_1, e a partir do valor do intercepto obter a estimativa de K_2. Desta forma, tem-se o quanto o segundo censo foi melhor enumerado, em relação ao primeiro. Depois, com o valor da inclinação e as estimativas de K_1 e K_2, estima-se K_3.

Como $1/K_3$ é o fator de correção dos óbitos, conforme fórmula (8), é importante destacar que, quando $K_3 > 1$, ou seja, a quantidade de mortes for inferior à observada, será adotada como estimativa o valor observado de óbitos dos Estados, quando $K_3 < 1$, a quantidade de mortes for superior à observada, será utilizado o fator de correção, multiplicado pelo número de óbitos observado na Unidade da Federação.

De posse dos totais de óbitos corrigidos dos estados, em 2010, partiu-se para as correções das mortes, por mesorregião, de cada Unidade da Federação. As estimativas de mortes, corrigidas pelo método da Equação Geral de Balanceamento, serviram de insumo para a correção das mortes das mesorregiões, isto é, o somatório dos óbitos das mesorregiões, de cada Estado, deveria ser igual ao total dos óbitos estimado pelo método supracitado. Para tal correção, utilizou-se os métodos de Brass, para os grupos etários de 0-4 anos; de 5-9 anos; de 10-14 anos; e de 15-19 anos, e o bayesiano para os demais grupos de idade. Ambos os métodos serão descritos a seguir.

MÉTODO INDIRETO DE ESTIMAÇÃO DE MORTALIDADE INFANTO-JUVENIL

A maneira mais simples e óbvia de conhecer as estatísticas passadas de mortalidade é perguntar para as mães quantos filhos elas tiveram e quantos morreram. Brass (1975) desenvolveu um método de estimação da probabilidade de morte de filhos, desde o nascimento até uma idade jovem adulta, utilizando os dados de período referentes aos filhos sobreviventes de mulheres com uma determinada idade. Para isso, formulou alguns pressupostos: i) função de fecundidade é constante no tempo; ii) função de mortalidade é constante no tempo; iii) população fechada; iv) risco de mortalidade não diferencial por idade da mãe; mortalidade não diferencial das crianças órfãs; e v) erros não sistemáticos na base de dados.

Esse método utiliza o número de nascidos vivos totais até a data do censo, por mulheres em cada grupo de idade, o número desses nascidos vivos que estão vivos até a data censo e o número de nascidos vivos nos últimos doze meses, anteriores ao censo, ambos também por

grupos etários das mulheres. A proporção de crianças mortas, por idade da mãe, fornece informações acerca do nível da mortalidade do passado.

A equação (1) apresenta a proporção de filhos mortos de uma mulher com idade x.

$$D(x) = \frac{\int_{\alpha}^{x} f(y)q(z)dy}{\int_{\alpha}^{\beta} f(y)dy}$$

Total de filhos mortos que nasceram vivos, de mulheres até a idade x

Total de filhos nascidos vivos, de mulheres até a idade x

Onde α é o limite inferior etário do período reprodutivo, x > β, limite superior do período reprodutivo, x é a idade exata da mulher na data da pesquisa, y é a idade da mulher quando teve o filho, f(y) a taxa específica de fecundidade das mulheres quando tiveram seus filhos, q(z) é a probabilidade de morte das crianças entre o nascimento e a idade z. A idade do filho, representada por z é o mesmo que x-y: idade da mãe na data da pesquisa menos idade da mãe quando teve o filho. Note que y pode ser substituído por *m* uma vez que *m* é o ponto médio de f(y), ou seja, é a idade média da fecundidade, por grupo de idade das mulheres. Portanto, (x-y) pode ser reescrito como (x-*m*).

Considerando que a razão f(y)/∫fydy, da equação anterior, corresponde à estrutura da fecundidade da coorte em estudo, e substituindo-a por C_{x-m}, a expressão (1) pode ser representada pela equação (2).

$$D(x) = \int_{\alpha}^{\beta} C_{x-m} q(z)dy \qquad (2)$$

Como a probabilidade de morte dos filhos entre o nascimento e a idade atual (x – *m*) corresponde à proporção de filhos mortos de mães em idade x, e igualando $\int_{\alpha}^{\beta} C_{x-m} dy = 1$, D(x) pode ser representado pela expressão (3).

$$D(x) \cong q_{x-m} \qquad (3)$$

Brass (1975) efetuou simulações para encontrar, de acordo com os grupos de idade das mães, os valores de (x – m), idade aproximada dos filhos, relativos às probabilidades de morte. Com o objetivo de transformar

os valores fracionários de (x-m) em valores inteiros, o autor propõe uma série de multiplicadores (k) que ao serem multiplicados pela proporção de filhos mortos de uma mulher com idade x, fornecem idades inteiras z. A Tabela 1 exibe os valores dos multiplicadores k.

Tabela 1: Fatores multiplicadores para estimar a proporção de crianças nascidas vivas, mas mortas na idade z, q(z), por grupos quinquenais de idade da mãe

GRUPOS DE IDADE MÃE	MEDIDAS ESTIMADAS DE MORTALIDADE	MULTIPLICADORES K							
15-19	q(1)	0,859	0,89	0,928	0,977	1,041	1,129	1,254	1,425
20-24	q(2)	0,938	0,959	0,983	1,01	1,043	1,082	1,129	1,188
25-29	q(3)	0,948	0,962	0,978	0,994	1,012	1,033	1,055	1,081
30-34	q(5)	0,961	0,975	0,988	1,002	1,016	1,031	1,046	1,063
35-39	q(10)	0,966	0,982	0,996	1,011	1,026	1,04	1,054	1,069
40-44	q(15)	0,938	0,955	0,971	0,988	1,004	1,021	1,037	1,052
45-49	q(20)	0,937	0,953	0,969	0,986	1,003	1,021	1,039	1,057
50-54	q(25)	0,949	0,966	0,983	1,001	1,019	1,036	1,054	1,072
55-59	q(30)	0,951	0,968	0,985	1,002	1,02	1,039	1,058	1,076
60-64	q(35)	0,949	0,965	0,982	0,999	1,016	1,034	1,052	1,07
PARÂMETROS PARA SELEÇÃO DOS MULTIPLICADORES	**P1/P2**	**0,387**	**0,33**	**0,268**	**0,205**	**0,143**	**0,09**	**0,045**	**0,014**
	m	**24,7**	**25,7**	**26,7**	**27,7**	**28,7**	**29,7**	**30,7**	**31,7**
	M	**24,2**	**25,2**	**26,2**	**27,2**	**28,2**	**29,2**	**30,2**	**31,2**

Fonte: Brass (1975; p.55)

De acordo com Brass (1975), para encontrar os valores de k que devem ser multiplicados pelos valores de q(z), referentes aos grupos etários das mulheres até os 35 anos, procura-se na tabela anterior o valor de P_1/P_2 que corresponda ao quociente P_1/P_2 da população em estudo. P_1 refere-se à parturição das mulheres pertencentes ao primeiro grupo etário (15-19 anos) e P_2 à parturição de mulheres localizadas no segundo grupo etário (20-24 anos). Se o valor calculado não se igualar a um dos valores

exatos dessa razão deve-se realizar uma interpolação e encontrar o valor de k desejado. O mesmo raciocínio é valido para as probabilidades de morte de filhos de mulheres acima dos 35 anos. A diferença é que para tais mulheres, a idade média, representada por m, é que deve ser procurada na tabela.

Os multiplicadores k nada mais são que fatores de ajuste das probabilidades de morte. Assim sendo, calcula-se as probabilidades de morte q(1), q(2), q(3)...q(35), conforme explicitado acima, com base nas informações do número de nascidos vivos totais até a data do censo, no número desses nascidos vivos que estão vivos até a data do censo e no número de nascidos vivos nos últimos doze meses, anteriores à pesquisa, por grupos etários das mulheres. Tais probabilidades são multiplicadas pelos valores de k que correspondem à P1/P2 e a m da população em estudo, ou seja, as probabilidades de morte são ajustadas pelos multiplicadores.

Conforme destacado anteriormente, para que a técnica de Brass possa ser utilizada com sucesso, os pressupostos estabelecidos pelo autor devem ser observados, o que raramente acontece. Para minimizar a quebra deles e, consequentemente, conseguir estimativas mais próximas da realidade, foram utilizadas tabelas de sobrevivência modelo, cujo padrão de distribuição de mortalidade foi tomado emprestado, ajustando somente o nível com base nos valores de q(2) q(3) e q(5) ajustados pelos multiplicadores propostos por Brass, por meio de um modelo relacional logital. Esses valores são representativos das condições de mortalidade de dois, três e cinco anos, respectivamente, antes da pesquisa. O modelo relacional prediz que a função $Y^{sexo}(z)$, da população de interesse (masculina e feminina), tem uma relação linear com a função $Y^{s}(z)$, de outra população denominada, no texto que ora se apresenta, por população modelo *s* (Unidade da Federação). A relação linear entre as duas funções é representada pela fórmula (5).

$$Y^{sexo}(z) = \alpha^{sexo} + \beta * Y^{s}(z) \qquad (4)$$

Onde $Y^{sexo}(z) = \ln\left[\frac{q^{sexo}(z)}{1-q^{sexo}(z)}\right]$ (5) e $Y^{s}(z) = \ln\left[\frac{q^{s}(z)}{1-q^{s}(z)}\right]$ (6).

O parâmetro β afeta o padrão de distribuição da mortalidade por idade e o parâmetro α^{sexo}, por sua vez, modifica o nível global da mortalidade. Por exemplo, elevado valor de β indica que as taxas de mortalidade aumentam em um ritmo mais acelerado com a idade e elevado valor de α^{sexo} indica altas taxas de mortalidade em todas as idades (MIRANDA, 2014).

Para estimar a mortalidade dos quatro primeiros grupos etários (menor de 1 ano; de 1 a 4 anos; de 5 a 9 anos; e de 10 a 14 anos) das regiões metropolitanas do Brasil, as tabelas de sobrevivência dos estados, calculadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para 2010, foram utilizadas como tabelas de sobrevivência modelo. Para cada região metropolitana foi gerada uma tabela de sobrevivência com base na tabela de sobrevivência de sua respectiva Unidade da Federação (UF) (tabela modelo). Uma vez que o padrão de distribuição da mortalidade para cada região metropolitana foi tomado emprestado de sua respectiva UF, β foi igualado a 1. O nível de mortalidade foi ajustado com base no parâmetro α^{sexo}, calculado da seguinte maneira.

$$\alpha^{sexo} = (Y^{sexo}(2) - Y^{s}(2)) + (Y^{sexo}(3) - Y^{s}(3)) + (Y^{sexo}(5) - Y^{s}(5)) / 3 \qquad (7)$$

Substituindo β por 1, $Y^{sexo}(z)$ e $Y^{s}(z)$ pelas equações (5) e (6), a equação (4) pôde ser reescrita da seguinte maneira:

$$\ln\left[\frac{q^{sexo}(z)}{1-q^{sexo}(z)}\right] = \alpha^{sexo} + \ln\left[\frac{q^{s}(z)}{1-q^{s}(z)}\right] \qquad (8)$$

Se o anti-logito=l(z) e l(z) =1-q(z), as probabilidades de sobrevivências dos primeiros quatro grupos etários, das tabelas de vida, por sexo, foram geradas pela fórmula (9):

$$l(z) = e^{\frac{2*Y^{sexo}(z)}{1+e^{2*Y^{sexo}(z)}}} \qquad (9)$$

MÉTODO DE ESTIMAÇÃO DE MORTALIDADE ADULTA

O estimador bayesiano empírico utiliza as informações de população e óbito, de áreas maiores (mesorregião) para tentar corrigir as informações de óbitos de áreas menores (municípios), ou seja, o método utiliza a média global dos óbitos observados nas áreas maiores para estimar os óbitos de suas respectivas áreas menores (JUSTINO, 2013). Um dos principais desafios de estimar qualquer taxa ou outra medida relativa ao tamanho da população, em áreas com baixo contingente populacional, deve-se à flutuação aleatória dos dados. O estimador bayesiano empírico tem sido recomendado por diversos autores para minimizar tais oscilações (JUSTINO, 2013; SOUZA, 2014; FREIRE et al, 2015).

Para as estimativas de mortalidade adulta (acima dos 15 anos de idade), por sexo, das regiões metropolitanas, as mesorregiões administrativas das Unidades da Federação foram consideradas as áreas maiores e seus respectivos municípios, as áreas menores. Os óbitos de cada município foram estimados a partir da relação entre os óbitos observados e os esperados, caso o risco de morte para todos os municípios pertencentes a uma mesma mesorregião fosse o mesmo.

Para a aplicação do método, assume-se que os óbitos esperados possuam uma distribuição de Poisson, equação (7).

$$Ob^{sexo}_{obs_area_menor} \sim Poisson(Ob^{sexo}_{esp_area_menor};\theta_{area_menor}) \qquad (10)$$

Onde

$$Ob^{sexo}_{esp_area_menor} = \frac{Ob^{sexo}_{obs_area_maior}}{Pop^{sexo}_{area_maior}} * Pop^{sexo}_{area_menor}$$

$Ob^{sexo}_{esp_area_menor}$ corresponde aos óbitos esperados da área menor (municípios), por sexo, sob a hipótese de que o risco de morte é o mesmo da área maior (mesorregião), a qual pertence;

$Ob^{sexo}_{obs_area_maior}$ são os óbitos observados da área maior; $Pop^{sexo}_{area_maior}$ é a população da área maior; e $Pop^{sexo}_{area_menor}$ é a população da área menor, todos por sexo.

Segundo Souza (2014), o estimador com menor erro quadrático médio para θ é o estimador bayesiano empírico dado pela expressão (11).

$$\hat{\theta}^{sexo}_{area_menor} = \hat{m}^{sexo} + \hat{c}^{sexo}_{area_menor} * (k^{sexo}_{area_menor} - \hat{m}^{sexo}) \qquad (11)$$

Onde

$\hat{\theta}^{sexo}_{area_menor}$ é o estimador bayesiano empírico para a área menor, isto é, $k^{sexo}_{area_menor} = \frac{Ob^{sexo}_{area_menor}}{Ob^{sexo}_{esp_area_menor}}$ o estimador inicial da área menor,

$$\hat{c}^{sexo}_{area_menor} = \frac{s^2 - \hat{m}\sum_i^N \frac{Pop^{sexo}_{area_menor} / Pop^{sexo}_{area_maior}}{Ob^{sexo}_{esp_area_menor}}}{s^{sexo\,2} - m^{sexo}\sum_i^N \frac{Pop^{sexo}_{area_menor} / Pop^{sexo}_{area_maior}}{Ob^{sexo}_{esp_area_menor}} + \frac{\hat{m}^{sexo}}{Ob^{sexo}_{esp_area_menor}}}$$

$$s^{sexo\,2} = \frac{\sum_i^N Pop^{sexo}_{area_menor}(k^{sexo}_{area_menor} - \hat{m}^{sexo})^2}{Pop^{sexo}_{area_maior}}$$

Observe que quanto menor for a população do município, maior será a variância de $k^{sexo}_{area_menor}$. Desta forma, quanto menor a

população, maior a influência do valor médio da área maior de influência sobre $k_{area_menor}^{sexo}$.

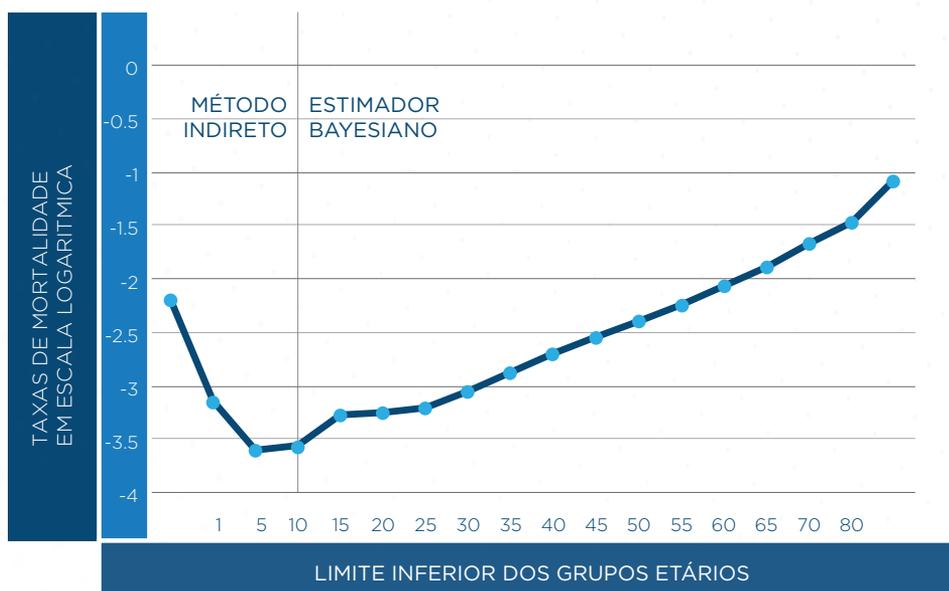
A fórmula (12) mostra como se obtém os óbitos estimados para a área menor.

$$\hat{Ob}_{obs_area_menor}^{sexo} = \hat{\theta}_{area_menor}^{sexo} * Ob_{esp_area_menor}^{sexo} \qquad (12)$$

O estimador $\hat{\theta}_{area_menor}^{sexo}$ deve ser aplicado nos óbitos de cada município de uma mesma mesorregião. Vale destacar que cada estimador, de cada município, foi calculado por sexo e que, ao estimar uma quantidade de óbitos inferior ao observado, foi considerado como estimativa o próprio valor observado (JUSTINO, 2013).

COMBINAÇÃO DO MÉTODO DEMOGRÁFICO E ESTATÍSTICO PARA A ESTIMAÇÃO DA MORTALIDADE

De posse dos óbitos infanto-juvenis, estimados pela técnica de Brass, e adultos, obtidos pelo estimador bayesiano, ambos por sexo, foram calculados os óbitos das regiões metropolitanas. Para facilitar o entendimento, pelo Gráfico 1 verificam-se as taxas específicas de mortalidade da Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH) e os métodos utilizados para estimar tais taxas de mortalidade, por grupos de idade.

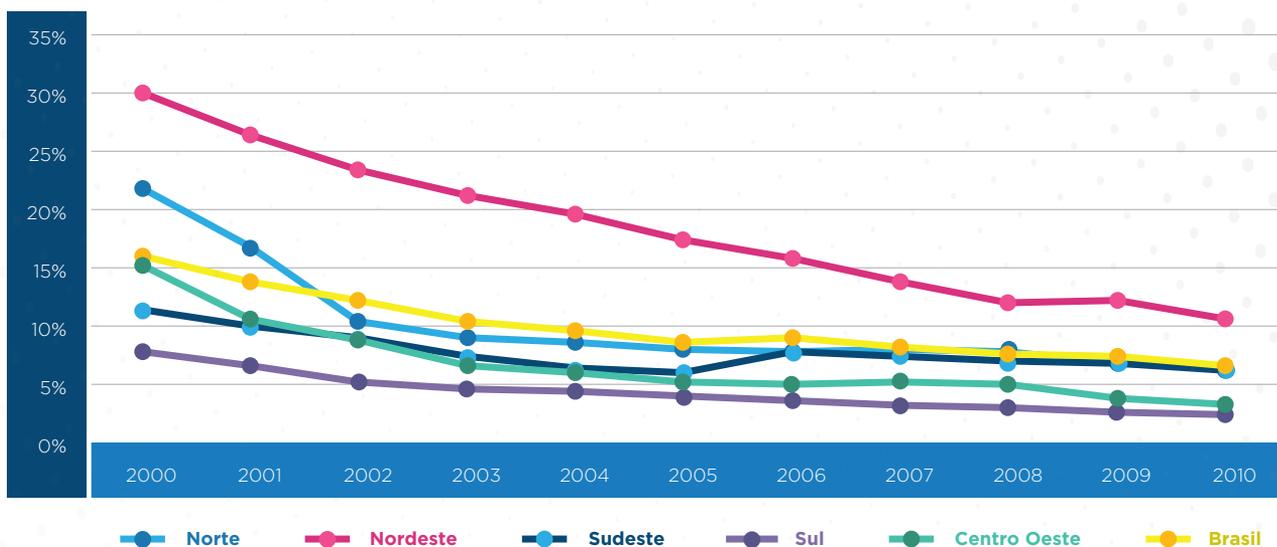
Gráfico 1: Região Metropolitana de Belo Horizonte – taxas específicas de mortalidade estimadas pelo método indireto e estimador, 2010

Fonte: IBGE. Microdados do Censo Demográfico de 2010.

É importante destacar que os óbitos estimados, para cada grupo etário, referem-se aos municípios pertencentes às regiões metropolitanas (RMs). A partir da população e dos óbitos estimados das RMs, gerou-se, para cada uma delas, suas tabelas de sobrevivência.

MÉTODOS PARA ESTIMAR AS TAXAS DE MORTALIDADE DO BRASIL, UNIDADES DA FEDERAÇÃO, REGIÕES METROPOLITANAS E MUNICÍPIOS SELECIONADOS, POR COR, 2000 e 2010

O quesito cor foi incluído na Declaração de óbitos do SIM/ Ministério da Saúde em 1996. Sua inclusão abriu portas para estatísticas mais pormenorizadas e análises de dados mais ricas, que possibilitariam a elaboração de políticas sociais direcionadas para contingentes populacionais específicos. Entretanto, desde sua introdução, o preenchimento do campo cor pelo declarante do óbito ou profissional responsável não é feito de forma adequada, fato que compromete a qualidade das informações do Sistema (BRASIL, 2015). Nos últimos anos, houve progressiva redução no percentual de casos de registros de óbitos por cor ignorada em todo o Brasil. O Gráfico 2 mostra que no ano 2000, no país, o percentual de registros de óbitos cuja cor foi ignorada era superior a 15,0%. Em 2010, esse mesmo percentual foi de quase 5,0% - queda relativa de 60,0% em 10 anos. Hipoteticamente é possível afirmar que o SIM, como um todo, esteja se aproximando de uma quase universalização das declarações de cor nas Declarações de Óbito (BRASIL, 2005). Não obstante, tal afirmação deve ser vista com cautela, uma vez que a média nacional mascara as disparidades regionais que certamente interferem na qualidade dos dados. Ao desagregar os percentuais de cor ignorados, por macrorregião, verificam-se grandes desigualdades: enquanto nas macrorregiões Sul e Sudeste, em 2000, os percentuais de óbitos com cor ignorados eram de 7,8% e 11,4%, respectivamente, no Norte e Nordeste os percentuais eram mais elevados que a média nacional, ultrapassando os 20,0% (21,7% e 29,9%, respectivamente). Apesar da queda relativa dos óbitos ignorados por cor, em todas

as regiões do país ao longo do tempo, o Nordeste brasileiro continuou com o percentual superior à média nacional em 2010 (6,6%), com 10,6% das mortes com a cor ignorada.

Gráfico 2: Brasil e regiões – percentual de casos de cor ignorada nos registros do SIM, 2000-2010

Fonte: Sistema de Informações de Mortalidade (SIM).

O grau de cobertura oficial de cor também pode estar comprometido pela reclassificação racial[4]. A auto atribuição de pertença é o método oficial de identificação da cor no Brasil e não está relacionada somente aos atributos físicos das pessoas. A cor, diferentemente da variável sexo, além de possuir múltiplas categorias, não possui um limite bem definido que permita a inclusão de uma pessoa numa categoria ou noutra (MUNIZ, 2012). Soma-se a isso o fato de que a autoclassificação dos indivíduos varia ao longo do tempo e dentro do próprio país, conforme sua ideologia, seu estrato social e mesmo devido às políticas públicas.

4 Vale ressaltar que se reconhece a autoatribuição de cor populacional como um fenômeno mutável ao longo do tempo o qual se relaciona, no Brasil, a um processo positivo de alteração da autoidentificação e pertencimento racial. Para mais informações, consultar "Desenvolvimento Humano para Além das Médias: nota metodológica sobre a desagregação por cor", disponível em: atlasbrasil.org.br.

Miranda (2015) mostra como o crescimento e a diminuição de determinadas categorias de cor no Brasil, a partir da década de 1990, podem ser atribuídas à reclassificação da população ao longo dos anos. Pela Tabela 2, observa-se que em 1990, 7,3 milhões de pessoas se identificaram como pretas. De acordo com as taxas de mortalidade prevalecentes nos dez anos seguintes, esperava-se que 6,8 milhões de pessoas (com 10 anos ou mais de idade) se autodeclarassem pretas em 2000. Contudo, a categoria preto contou com 9,0 milhões de pessoas em 2000, o que indica que 2,2 milhões de pessoas se reclassificaram como pretas. Em termos relativos, isso significou um crescimento de 33%. As estimativas para o período de 2000 e 2010 mostram que o número de pretos continuou a crescer. Esperava-se que 9,9 milhões de pessoas (com 10 anos ou mais de idade) se autodeclarassem pretas em 2010, mas o que o censo mostrou foi que o número de pessoas pretas era de 13,0 milhões – crescimento relativo de 31,0%. Para este autor, os fluxos de reclassificação de cor são mais comuns entre categorias com fenótipos semelhantes: fluxos entre pretos e pardos e entre pardos e brancos devem ser mais comuns. Fluxos diretos entre pretos e brancos devem ser mais raros. De acordo com essa suposição, as estimativas indicam que a categoria pardo perdeu 3,6 milhões de pessoas para a categoria branco e 2,2 milhões para a categoria preto durante a década de 1990. Essa perda foi mais significativa nos anos 2000, quando 10 milhões de pessoas brancas se autodeclaram pardas.

Tabela 2. Brasil: reclassificação racial nas décadas de 1990 e 2000

PERÍODO DE 1990 A 2000	CATEGORIA RACIAL				
	BRANCO	PARDO	PRETO	ASIÁTICO	INDÍGENA
a) 1990 população enumerada	74,7 (0,0017)	61,5 (0,016)	7,3 (0,007)	0,6 (0,002)	0,3 (0,002)
b) 2000 população acima de 10 anos de idade projetada	71,1 (0,017)	58,2 (0,016)	6,8 (0,007)	0,6 (0,002)	0,3 (0,002)
c) 2000 população acima de 10 anos enumerada	74,7 (0,017)	52,0 (0,016)	9,0 (0,008)	0,7 (0,002)	0,6 (0,002)
d) Mudança devido à reclassificação (c-b)	3,6 (0,005)	-6,2 (0,007)	2,2 (0,004)	0,1 (0,001)	0,3 (0,002)
e) % de mudança devido à reclassificação (d/b)	5	-11	33	16	112
PERÍODO DE 2000 A 2010	**BRANCO**	**PARDO**	**PRETO**	**ASIÁTICO**	**INDÍGENA**
a) 2000 população enumerada	92,0 (0,018)	65,8 (0,016)	10,6 (0,008)	0,8 (0,002)	0,7 (0,002)
b) 2010 população acima de 10 anos de idade projetada	88,1 (0,017)	62,6 (0,016)	9,9 (0,008)	0,7 (0,002)	0,7 (0,002)
c) 2010 população acima de 10 anos enumerada	77,8 (0,006)	68,8 (0,006)	13,0 (0,003)	1,8 (0,001)	0,6 (0,001)
d) Mudança devido à reclassificação (c-b)	-10,3 (0,003)	6,2 (0,002)	3,1 (0,002)	1,1 (0,001)	-0,1 (0,001)
e) % de mudança devido à reclassificação (d/b)	-12	10	31	159	-11

Fonte: MIRANDA (2015, p.1615).

Assim sendo, as estatísticas de óbitos por cor, além de serem envoltas por problemas de subnotificação, decorrentes de cobertura incompleta dos registros civis, erros de declaração, erros amostrais, grau de representatividade, entre outros, são comprometidas também pela reclassificação ao longo do tempo. Por isso, optou-se pelo método demográfico indireto para estimar as estatísticas de óbitos, por cor, ao invés de outras metodologias. A metodologia proposta por Brass (1975), ao considerar o número de nascidos vivos totais até a data do censo, o número deles que estão vivos até a data censo e o número de nascidos vivos nos últimos doze meses, anteriores ao censo, por grupos etários das mulheres e por cor, pode, de certa forma, minimizar os efeitos ocasionados pela

reclassificação. A reclassificação da cor dos filhos, entre um censo e outro, não ocorrerá devido à auto atribuição deles, mas sim em consequência da mudança de categoria de cor da mãe. Vale destacar também que, teoricamente, e se tratando de genótipo, filhos de mulheres brancas serão brancos ou pardos, ao passo que filhos de mulheres negras (pretas e pardas) serão sempre negros, o que minimiza também o comprometimento dos dados pela mobilidade entre cores ao longo dos anos.

Diferentemente do cálculo das estimativas de mortalidade, por sexo, a metodologia proposta por William Brass foi utilizada para gerar as probabilidades de sobrevivência de todos os grupos etários, tanto para brancos, quanto para negros.

As tabelas de sobrevivência total dos estados, calculadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para 2010, foram utilizadas como tabelas de sobrevivência modelo, ou seja, tomou-se emprestado os padrões de mortalidade dessas tábuas e ajustaram-se os níveis, com base nos valores de q(2), q(3) e q(5) ajustados pelos multiplicadores propostos por Brass, por meio de um modelo relacional logital:

$$Y^{cor}(z) = \alpha^{cor} + \beta * Y^{s}(z) \qquad (13)$$

Onde a função $Y^{cor}(z)$ da população de interesse (branca ou negra) tem uma relação linear com a função $Y^{s}(z)$, de outra população denominada por população modelo s, ou seja, a população da Unidade da Federação a qual a população $Y^{cor}(z)$, pertence e z=1, 2, 3,...80 e mais, e onde

$$Y^{cor}(z) = \ln\left[\frac{q^{cor}(z)}{1-q^{cor}(z)}\right] \qquad (14) \qquad\qquad Y^{s}(z) = \ln\left[\frac{q^{s}(z)}{1-q^{s}(z)}\right] \qquad (15)$$

O parâmetro β afeta a estrutura de distribuição da mortalidade por idade e o parâmetro α, por sua vez, modifica o nível global da mortalidade. O parâmetro α^{cor} foi calculado como se segue:

$$\alpha^{cor} = (Y^{cor}(2) - Y^{s}(2)) + (Y^{cor}(3) - Y^{s}(3)) + (Y^{cor}(5) - Y^{s}(5)) / 3 \qquad (16)$$

Uma vez que o padrão de distribuição da mortalidade para cada região metropolitana foi tomado emprestado de sua respectiva UF, β foi igualado a 1. Substituindo β por 1, $Y^{cor}(z)$ e $Y^{s}(z)$ pelas equações (14) e (15), a equação (13) pôde ser reescrita da seguinte maneira:

$$\ln\left[\frac{q^{cor}(z)}{1-q^{cor}(z)}\right] = \alpha^{cor} + \ln\left[\frac{q^{s}(z)}{1-q^{s}(z)}\right] \qquad (17)$$

Se o anti-logito=l(z) e l(z) =1-q(z), as probabilidades de sobrevivências das tabelas de vida, por cor, foram geradas pela fórmula (18):

$$l(z) = e^{\frac{2*Y^{cor}(z)}{1+e^{2*Y^{cor}(z)}}} \qquad (18)$$

Com base nas probabilidades de sobrevivência da população branca e negra, dos anos de 2000 e 2010, foram geradas as tabelas de vida.

As estimativas de mortalidade por situação de domicílio foram geradas somente para o ano de 2010, devido à ausência de estatísticas de óbitos, desagregadas por situação de domicílio, para as regiões de interesse, no ano 2000. Além disso, diferentemente das desagregações por sexo e cor, não foi possível gerar estimativas para os municípios selecionados. Devido ao problema conceitual que envolve o urbano e o rural, no caso específico dos municípios, os indicadores não conseguiram captar de forma acurada a diversidade de cada categoria, haja vista o problema da representatividade amostral, sobremaneira nas áreas rurais municipais[5].

No Brasil existem duas fontes de dados sobre mortalidade: o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) - Datasus, organizado pelo Ministério da Saúde com base nas informações de declaração de óbito; e o Registro Civil de responsabilidade do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com informações coletadas nos cartórios de registro de todo o país (QUEIROZ E SAWYER, 2012). Em ambos não há desagregação de dados por situação de domicílio. Tal desagregação é possível somente com os dados do Censo Demográfico de 2010, uma vez que em seu questionário do universo foi incluída uma pergunta sobre óbitos de indivíduos que haviam residido nos domicílios particulares, juntamente

5 Para mais informações, consultar "Desenvolvimento Humano para Além das Médias: nota metodológica sobre a desagregação por situação de domicílio", disponível em: atlasbrasil.org.br.

com seus respectivos moradores, nos 12 meses anteriores à pesquisa. O inquirido informa também o sexo e a idade da pessoa que faleceu, além da localização do domicílio (urbano ou rural).

Além dos problemas comumente encontrados nos dados de óbitos, conforme mencionado anteriormente, as informações contidas no Censo de 2010, por serem domiciliares, também possuem outras limitações que devem ser consideradas. Queiroz e Sawyer (2012) apontam quatro problemas principais. São eles: (i) o subregistro dos óbitos devido à dissolução de domicílios após a morte de um morador ou à alta concentração de moradores em domicílios unipessoais; (ii) o registro em mais de um domicílio de jovens que migram de seus domicílios de origem; (iii) erros no período de referência; e (iv) possibilidade de flutuações aleatórias e significativas da mortalidade que afetem a estimativa de interesse. Por outro lado, os autores ressaltam algumas vantagens dos dados domiciliares frente àqueles oriundos do SIM- Datasus, tais como, o numerador e o denominador serem de uma mesma fonte de dados e a possível ausência de variação da enumeração dos óbitos, por idade.

$$k_{area_menor}^{situação} = \frac{Ob_{area_menor}^{situação}}{Ob_{esp_area_menor}^{situação}}$$

Para corrigir as estatísticas de óbitos, por situação de domicílio das Unidades da Federação, em 2010, valeu-se dos métodos de estimação indireta da mortalidade infanto-juvenil (BRASS, 1975; NACIONES UNIDAS, 1968), e do estatístico bayesiano empírico (FREIRE, 2015). Assim como nas estimativas por sexo, o método de Brass foi utilizado para os quatro primeiros grupos etários (0-4 anos; de 5-9 anos; de 10-14 anos; e de 15-19 anos) e o método bayesiano para os demais grupos de idade. Em ambos os casos, os dados foram provenientes dos microdados do Censo Demográfico brasileiro de 2010.

Método indireto de estimação de mortalidade infanto-juvenil

As tabelas de sobrevivência total dos estados, calculadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para 2010, foram utilizadas como tabelas de sobrevivência modelo, ou seja, tomou-se emprestado os padrões de mortalidade dessas tábuas e ajustaram-se os níveis, com base nos valores de q(2), q(3) e q(5) ajustados pelos multiplicadores propostos por Brass, por meio de um modelo relacional logital:

$$Y^{situação}(z) = \alpha^{situação} + \beta * Y^{s}(z) \qquad (17)$$

Onde a função $Y^{situação}(z)$ da população de interesse (urbana ou rural) tem uma relação linear com a função $Y^{s}(z)$, de outra população denominada por população modelo s, ou seja, a população da Unidade da Federação a qual a população $Y^{situação}(z)$, pertence e z=1, 2, 3,...80 e mais, e onde

$$Y^{situação}(z) = \ln\left[\frac{q^{situação}(z)}{1-q^{situação}(z)}\right] \qquad (18)$$

e

$$Y^{s}(z) = \ln\left[\frac{q^{s}(z)}{1-q^{s}(z)}\right] \qquad (19)$$

O parâmetro $\alpha^{situação}$ foi calculado como se segue:

$$\alpha^{situação} = (Y^{situação}(2) - Y^{s}(2)) + (Y^{situação}(3) - Y^{s}(3)) + (Y^{situação}(5) - Y^{s}(5)) / 3 \qquad (20)$$

Uma vez que o padrão de distribuição da mortalidade para cada região metropolitana foi tomado emprestado de sua respectiva UF, β foi igualado a 1. Substituindo β por 1, $Y^{situação}(z)$ e $Y^{s}(z)$ pelas equações (18) e (19), a equação (17) pôde ser reescrita da seguinte maneira:

$$\ln\left[\frac{q^{situação}(z)}{1-q^{situação}(z)}\right] = \alpha^{situação} + \ln\left[\frac{q^{s}(z)}{1-q^{s}(z)}\right] \qquad (21)$$

Se o anti-logito=l(z) e l(z) =1-q(z), as probabilidades de sobrevivências das tabelas de vida, por cor, foram geradas pela fórmula (18):

$$l(z) = e^{\frac{2*Y^{situação}(z)}{1+e^{2*Y^{situação}(z)}}} \qquad (22)$$

Geradas e analisadas as estimativas de mortalidade infanto-juvenil, por Unidade da Federação, verificou-se um problema amostral nos estados Rio Grande do Sul e Amapá. Para esses estados o nível da curva de mortalidade foi ajustado somente com base no valor de q(3).

Método de estimação de mortalidade adulta

Para as estimativas de mortalidade adulta (acima dos 15 anos de idade), por situação de domicílio, das regiões metropolitanas, as mesorregiões administrativas das Unidades da Federação foram consideradas as áreas maiores e seus respectivos municípios, as áreas menores, ambos por situação de domicílio. Os óbitos de cada município foram estimados a partir da relação entre os óbitos observados e os esperados, caso o risco de morte para todos os municípios pertencentes a uma mesma mesorregião fosse o mesmo.

Assume-se que os óbitos esperados possuam uma distribuição de Poisson, equação (23).

$$Ob_{obs_area_menor}^{situação} \sim Poisson(Ob_{esp_area_menor}^{situação}; \theta_{area_menor}) \qquad (23)$$

Onde

$$Ob_{esp_area_menor}^{situação} = \frac{Ob_{obs_area_maior}^{situação}}{Pop_{area_maior}^{situação}} * Pop_{area_menor}^{situação}$$

$Ob_{esp_area_menor}^{situação}$ corresponde aos óbitos esperados da área menor (municípios), por situação de domicílio, sob a hipótese de que o risco de morte é o mesmo da área maior (mesorregião), a qual pertence;

$Ob_{obs_area_maior}^{situação}$ são os óbitos observados da área maior; $Pop_{area_maior}^{situação}$ é a população da área maior; e $Pop_{area_menor}^{situação}$ é a população da área menor, todos por situação de domicílio.

Segundo Souza (2014), o estimador com menor erro quadrático médio para θ é o estimador bayesiano empírico dado pela expressão (24).

$$\hat{\theta}^{situação}{}_{area_menor} = \hat{m}^{situação} + \hat{c}^{situação}{}_{area_menor} * (k^{situação}_{area_menor} - \hat{m}^{ssituação}) \qquad (24)$$

onde

$\hat{\theta}^{situação}{}_{area_menor}$ é o estimador bayesiano empírico para a área menor, isto é o estimador inicial da área menor,

$$\hat{c}^{situação}{}_{area_menor} = \frac{s^2 - m\sum_i^N \frac{Pop^{situação}_{area_menor} / \hat{Pop}^{situação}_{area_maior}}{Ob^{sexo}_{esp_area_menor}}}{s^{2\,situação} - m^{situação}\sum_i^N \frac{Pop^{situação}_{area_menor} / \hat{Pop}^{situação}_{area_maior}}{Ob^{situação}_{esp_area_menor}} + \frac{\hat{m}^{situação}}{Ob^{situação}_{esp_area_menor}}}$$

e

$$s^{situação\,2} = \frac{\sum_i^N Pop^{situação}{}_{area_menor}(k^{situação}{}_{area_menor} - \hat{m}^{situação})^2}{Pop^{situação}{}_{area_maior}}.$$

A fórmula (25) mostra como se obtém os óbitos estimados para a área menor.

$$\hat{Ob}^{situação}_{obs_area_menor} = \hat{\theta}^{situação}_{area_menor} * Ob^{situação}_{esp_area_menor} \qquad (25)$$

O estimador $\hat{\theta}^{situação}_{area_menor}$ deve ser aplicado nos óbitos de cada município de uma mesma mesorregião. Vale destacar que cada estimador, de cada município, foi calculado por situação de domicílio e que, ao estimar uma quantidade de óbitos inferior ao observado, foi considerado como estimativa o próprio valor observado (JUSTINO, 2013).

A partir dos óbitos infanto-juvenis, estimados pela técnica de Brass, e adultos, obtidos pelo estimador bayesiano, para as áreas urbanas e rurais, foram calculados os óbitos das regiões metropolitanas.

MÉTODOS PARA ESTIMAR AS TAXAS DE FECUNDIDADE TOTAIS DO BRASIL, UNIDADES DA FEDERAÇÃO, REGIÕES METROPOLITANAS E MUNICÍPIOS SELECIONADOS, POR COR E SITUAÇÃO DE DOMICÍLIO[6], 2000

A técnica de fecundidade desenvolvida por William Brass procura ajustar o nível das taxas observadas de fecundidade por idade (medida de período), de uma população qualquer, ao nível de fecundidade indicado pela parturição média (medida de coorte) das mulheres abaixo do grupo de idade de 30 a 35 anos. O autor trabalha com dois pressupostos para a aplicação de seu método: (i) erro de "período de referência" não seletivo em relação à idade das mães e (ii) presença de erro de memória apenas na declaração das mulheres mais velhas, isto é, a partir dos 30 ou 35 anos.

As informações sobre a fecundidade corrente (Taxas Especificas de Fecundidade - TEF), por referirem-se à um período de 12 meses anteriores ao censo ou a outra pesquisa amostral, podem ser distorcidas pela percepção errônea do entrevistado quanto à longitude do período de referência, de tal modo que os nascimentos vão corresponder à um período mal definido, cuja extensão média pode ser superior ou inferior a um ano. Já as informações relativas à parturição podem ser comprometidas pelo erro de memória pois, à medida que avança as idades das mulheres é possível que haja esquecimento quanto ao número de filhos nascidos vivos no passado, principalmente se a fecundidade tiver sido elevada.

6 Em consonância com as estimativas de mortalidade, as Taxas de Fecundidade Totais, por situação de domicílio, não foram calculadas para os municípios.

Para aplicação dessa técnica indireta, algumas condições deveriam ser observadas na população. São elas: (i) fecundidade constante ao longo do tempo; (ii) população fechada à migração (caso não seja, não deve ocorrer seletividade em relação à fecundidade das mulheres em idade reprodutiva que entram ou saem da população) e; (iii) não seletividade da mortalidade das mulheres em relação à sua fecundidade, quer dizer, as mulheres que morreram tinham a mesma fecundidade daquelas sobreviventes. Contudo é possível aplicar a técnica de Brass em populações cujas condições acima não sejam satisfeitas, como é o caso da população brasileira.

Segundo Carvalho (1982), a seletividade da mortalidade das mulheres em relação à sua fecundidade ocorre, principalmente, devido aos enormes diferenciais de mortalidade por grupos sociais e regionais, mas considerando que o grupo controle é o de 20-24 anos, o erro proveniente desses diferenciais de mortalidade, na razão P_2/F_2, não poderá ser grande porque: (i) a acumulação é feita em um intervalo médio de 5,5 anos (aproximadamente entre 17 e 22,5 anos); (ii) a diferença entre P_2 e F_2 ocorre apenas na componente f_1, que é muito pequena em termos absolutos ou em relação à f_2, de F_2; e (iii) apesar dos diferenciais de mortalidade, mencionados anteriormente, entre 17 e 22,5 anos o nível absoluto da mortalidade é muito baixo.

Se a população estudada não estiver fechada aos movimentos migratórios haverá distorção no quociente P_2/F_2 apenas se: (i) a taxa de imigração (emigração) no segundo grupo etário (20-24 anos) for muito elevada e se essa população que entra (sai) tenha uma fecundidade bem diferente do grupo que a recebe (perde); e (ii) a taxa de imigração (emigração) no segundo grupo etário fosse alta e se essa população que entra (sai) tivesse uma fecundidade bastante diferenciada que estaria espelhada em P_2 de todo o grupo e não em f_2^*. Tais situações são muito restritivas e não parecem ser muito prováveis de acontecer.

Finalmente, se a fecundidade da população observada estiver declinando de forma generalizada, as distorções em P_2/F_2 não serão muito significativas, uma vez que o valor de f_1^* é muito pequeno e, em geral, em um processo de declínio da fecundidade, tal declínio ocorre em proporções menores no começo da vida reprodutiva.

Para a aplicação da técnica de Brass são necessários os seguintes dados:

1) Total de filhos tidos nascidos vivos, por grupos quinquenais de idade das mulheres em idade fértil;

2) Total de filhos tidos nascidos vivos nos últimos 12 meses anteriores ao Censo ou pesquisa amostral, por grupos quinquenais de idade das mulheres em idade reprodutiva;

3) Total de mulheres em idade fértil por grupos quinquenais de idade.

Para calcular a parturição média das mulheres (P_i[7]), deve-se dividir o número de filhos tidos, nascidos vivos, por mulheres em idade fértil, agrupadas por idade, pelo total dessas mesmas mulheres, também agrupadas por idade. Para as taxas de fecundidade corrente, designadas por f_i^*, divide-se o total de filhos tidos nascidos vivos nos últimos 12 meses anteriores ao Censo ou pesquisa amostral, de mulheres em idade reprodutiva, por grupos quinquenais de idade, e o total dessas mulheres, também por grupos de idade. A fecundidade acumulada, por sua vez, denotada por $\phi(i)$, é calculada pela soma das taxas de fecundidade corrente, começando por f_0 ou por f_1 e terminando com f_i. O resultado dessa soma, multiplicado por 5, fornece a estimação da fecundidade acumulada até o limite superior do grupo de idade i. A definição formal da fecundidade acumulada encontra-se na equação (26).

$$\varphi(i) = 5 * \sum_{j=0}^{i} f(i) \qquad (26)$$

A estimação da média da fecundidade acumulada para um período, denominada por F_i, é feita pela equação (27):

$$F_i = \varphi_i + k_i * f_i \qquad (27)$$

Onde k é um fator de multiplicação para estimar o valor médio da fecundidade acumulada. A coluna dos valores k é obtida pela

7 O índice “i” representa os grupos de idade considerados: 10-14 (i = 0), 15-19 (i = 1), 20-24 (i = 2), 25-29 (i = 3), 30-34 (i = 4), 35-39 (i = 5), 40-44 (i = 6) e 45-49 (i = 7).

interpolação entre as colunas da Tabela 3. Para os três primeiros grupos de idade utilizamos os valores de P1/P2 observados e para os grupos restantes utilizamos o $\bar{m}$.

Tabela 3: Fatores de multiplicação para estimação do valor médio da fecundidade acumulada

GRUPOS DE IDADE								
15-20	1,120	1,310	1,615	1,950	2,305	2,640	2,925	3,170
20-25	2,555	2,690	2,780	2,840	2,890	2,925	2,960	2,985
25-30	2,925	2,960	2,985	3,010	3,035	3,055	3,075	3,095
30-35	3,055	3,075	3,095	3,120	3,140	3,165	3,190	3,215
35-40	3,165	3,190	3,215	3,245	3,285	3,325	3,375	3,435
40-45	3,325	3,375	3,435	3,510	3,610	3,740	3,915	4,150
45-50	3,640	3,895	4,150	4,395	4,630	4,840	4,985	5,000
P1/P2	**0,014**	**0,045**	**0,090**	**0,143**	**0,205**	**0,268**	**0,330**	**0,387**
f1/f2	**0,360**	**0,113**	**0,213**	**0,330**	**0,460**	**0,605**	**0,764**	**0,939**
$\bar{m}$	**31,700**	**30,700**	**29,700**	**28,700**	**27,700**	**26,700**	**25,700**	**24,700**

Fonte: BRASS e COALE (1973, p.94)

Se a razão entre P_1/P_2 observados for C, deve-se localizar C na Tabela 1 e interpolá-lo em relação aos dois valores entre os quais se encontra. O mesmo raciocínio vale para o $\bar{m}$. A equação (28) apresenta de maneira objetiva tal interpolação.

A (limite inferior na tabela) B (limite superior na tabela) C (razão P_1/P_2)

$$\frac{C-A}{B-A}=\alpha \qquad (28)$$

Para obter o valor de β, que juntamente com α será necessário para o cálculo de k, utiliza-se a equação (29):

$$1-\alpha=\beta \qquad (29)$$

Para os valores de k referentes aos três primeiros grupos etários utiliza-se a fórmula (30) e para os grupos restantes a equação (31):

$$k = (\alpha * \text{limite superior}) + (\beta * \text{limite inferior}) \Rightarrow P1/P2 \qquad (30)$$

$$k = (\alpha * \text{limite inferior}) + (\beta * \text{limite superior}) \Rightarrow \bar{m} \qquad (31)$$

O quociente entre P_i/F_i deve ser calculado para todos os grupos de idade, mas o resultado de P_2/F_2 é utilizado como fator de ajuste devido à sua confiabilidade. As taxas de fecundidade correntes são multiplicadas por esse valor.

Pelas expressões (32), (33), (34), (35), (36), (37) e (38) corrige-se as taxas de fecundidade para os grupos quinquenais de idade convencionais:

$$\delta f_1 = \frac{(f_1 + f_2)}{20} \qquad (32) \qquad \delta f_2 = \frac{(f_3 - f_1)}{20} \qquad (33)$$

$$\delta f_3 = \frac{(f_4 - f_2)}{20} \qquad (34) \qquad \delta f_4 = \frac{(f_5 - f_3)}{20} \qquad (35)$$

$$\delta f_5 = \frac{(f_6 - f_4)}{20} \qquad (36) \qquad \delta f_6 = \frac{(f_7 - f_5)}{20} \qquad (37)$$

$$\delta f_7 = \frac{(-f_6 - f_4)}{20} \qquad (38)$$

Por fim, adicionam-se os valores de δf_i aos seus respectivos valores de fi*, já corrigidos pelo fator de ajuste.

MÉTODOS PARA ESTIMAR AS TAXAS DE FECUNDIDADE TOTAIS DO BRASIL, UNIDADES DA FEDERAÇÃO, REGIÕES METROPOLITANAS E MUNICÍPIOS SELECIONADOS, POR COR E SITUAÇÃO DE DOMICÍLIO, 2010

Conforme mencionado anteriormente, fecundidade constante é uma das condições enumeradas por Brass e Coale (1973) para utilizar a técnica de estimação das taxas específicas de fecundidade a partir de dados incompletos. Tal condição não é observada no Brasil desde a década de 1960, o que não causa grandes prejuízos às estimativas de fecundidade, uma vez que o declínio foi generalizado em todos os grupos etários e o pressuposto de não seletividade do erro de período de referência foi mantido (CARVALHO, 1982). No entanto, os dados do Censo Demográfico de 2010 revelaram que, na década de 2000, houve significativa queda da fecundidade das jovens entre 15 e 19 anos, fato que pode causar fortes implicações para as estimativas de 2010, sobretudo quando se utiliza a Taxa de Fecundidade Total (TFT) de coorte (FÉLIX et al, 2016). Para minimizar o efeito da queda acentuada da fecundidade entre 15 e 19 anos de idade nas estimativas de fecundidade de 2010, Carvalho et al (2016) sugere a utilização de uma média ponderada das taxas de fecundidade de mulheres entre 15 e 19 anos de idade dos anos de 2000 e 2010 para o cálculo da fecundidade acumulada das mulheres de 20 a 24 anos em 2010, mantendo-se k e P_i constantes.

A fórmula (39) mostra como foi estimado o f_1^{*2005} (taxa específica de fecundidade das mulheres que tinham entre 15 e 19 anos de idade, em 2005).

$$\frac{P_2^{2010}}{F_2^{*2010}} = \frac{P_2^{2000}}{F_2^{2000}} = \lambda$$

$$\lambda = \frac{P_2^{2010}}{(5.f_1^{*2005} + k_2.f_2^{2010})}$$

$$\frac{P_2^{2010}}{\lambda} = (5.f_1^{*2005} + k_2.f_2^{*2010})$$

$$5.f_1^{*2005} = \frac{P_2^{2010}}{\lambda} - k_2.f_2^{*2010}$$

$$f_1^{*2005} = \frac{(\frac{P_2^{2010}}{\lambda} - k_2.f_2^{*2010})}{5} \qquad (39)$$

Onde P_2^{2000} é a parturição média declarada das mulheres de 20 a 24 anos, no ano 2000; P_2^{2010} corresponde à parturição média declarada das mulheres de 20 a 24 anos, no ano de 2010; F_2^{2000} é a fecundidade corrente acumulada das mulheres de 20 a 24 anos, em 2000, estimada com base na técnica tradicional de Brass; F_2^{*2010} refere-se à fecundidade corrente acumulada das mulheres de 20 a 24 anos, em 2010, calculada utilizando o f_1^{*2005} estimado há 5 anos atrás, ou seja, em 2005; l é o erro de período de referência, somado um (erro de período de referência+1), estimado em 2000; f_1^{*2005} significa a taxa de específica de fecundidade corrente das mulheres de 20 a 24 anos, há 5 anos antes, ou seja, em 2000; k_2 o fator multiplicador para estimar a fecundidade corrente acumulada entre 19,5 e 24,5 anos de idade, obtido a partir do valor de P_1/P_2 e; f_2^{*2010} é a taxa específica de fecundidade corrente declarada das mulheres de 20 a 24 anos, em 2010.

Segundo o autor, o erro de período de referência de 2000 é menos afetado pela variação de f_1^{*} na década de 1990 do que pela variação na década de 2000. A expressão (40) mostra os pesos dados para os valores de f_1^{*2000} e f_1^{*2010}.

$$\begin{cases} f_1^{*2005} = \alpha * f_1^{2000} + \beta * f_1^{2010} \\ \alpha + \beta = 1 \end{cases} \qquad (40)$$

Calculado o valor de f_1^{*2005}, basta substituí-lo no valor de f_1^{*2010} para calcular um novo valor de F_2 e, consequentemente, de P_2/F_2, corrigindo o nível da fecundidade em 2010.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAMOVAY, R. Funções e medidas da ruralidade no desenvolvimento contemporâneo. Texto para Discussão do IPEA nº 702, 2000.

AGOSTINHO, C. S.; QUEIROZ, B. L. Estimativas da mortalidade adulta para o Brasil no período 1980/2000: uma abordagem metodológica comparativa. In: XVI ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS DE POPULAÇÃO. **Anais...** Caxambu, Abep, 2008.

BRASIL. Fundação Nacional de Saúde. Saúde da população negra no Brasil: contribuições para a promoção da equidade / Fundação Nacional de Saúde. - Brasília: Funasa, 2005.446 p.

BRASS, W. e COALE, A. J. "Methods of Analysis and Estimation". In: BRASS, W. e COALE, A. J. et al. **The Demography of Tropical Africa**. Princeton, Princeton University Press, 1973, parte 1, cap.3, p. 88-104.

BRASS, W. Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data. Chapel Hill, NC: Carolina Population Center, University of North Carolina, 1975.

CARVALHO, J. A. M. Aplicabilidade da técnica de fecundidade de Brass quando a fecundidade está declinando ou quando a população não é fechada. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, III. Anais... Vitória: Abep, 1982. Disponível em: http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/1982/T82V1A088.pdf . Acesso em: 01 fev. 2017.

CARVALHO, J. A. M. et al. Aplicação da técnica P/F de Brass em um contexto de rápida queda da fecundidade adolescente: o caso brasileiro na primeira década do século. Textos para Discussão Cedeplar-UFMG n. 540, Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais. Disponível em: http://EconPapers.repec.org/RePEc:cdp:texdis:td540. Acesso em: 14 março 2017.

FÉLIX, M. F. et at. Estimativas de fecundidade de período e coorte: aplicação ás microrregiões de Minas Gerais (MG) como ferramenta para projeção da Fecundidade. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 17°. Anais... Diamantina: Cedeplar, 2016. Disponível em: http://diamantina.cedeplar.ufmg.br/2016/anais/demografia/293-495-1-SM_2016_10_09_00_16_37_783.pdf. Acesso em: 14 março 2017.

FREIRE, F. H ; et al . Mortality Estimates and Construction of Life Tables for Small Areas in Brazil, 2010. In: Annual Meeting of the Population Association of America, 2015, San Diego. Annual Meeting of the PAA, 2015.

HILL, K. Estimating census and death registration completeness. **Asian and Pacific Census Forum**, v. 1, n. 3, p. 8-13, 23-24. 1987.

HILL, K. Methods for Measuring Adult Mortality in Developing Countries: A comparative review. The Global Burden of Disease 2000 in Aging Populations. Research Paper No. 01 .13, 2001. Disponível em: https://jscholarship.library.jhu.edu/handle/1774.2/914>. Acesso em: 05 Jan. 2017.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Divisão Territorial dos Estados Unidos do Brasil. Rio de janeiro, 1940.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Censo Demográfico 2010. Resultados Preliminares do Universo. Rio de Janeiro, 2011.

INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (IPARDES). Redefinição do conceito de urbano e rural. 1983. Disponível em: http://www.ipardes.gov.br/biblioteca/docs/redefinicao_urbano_rural_12_83.pdf> Acesso em: 12 Jan. 2017.

MIRANDA, V. Measuring racial self-identification over the life course in Brazil, 1940-2013. PhD Dissertation, University of Pennsylvania. 2015.

MIRANDA, V. A resurgence of black identity in Brazil? Evidence from an analysis of recent censuses. **Demographic Research**, v. 32, p. 1603-1630. 2015.

MUNIZ, J. O. "Preto no branco?: mensuração, relevância e concordância classificatória no país da incerteza racial". Dados, v. 55, n. 1, p. 251-82. 2012.

OSÓRIO, R.G. O Sistema classificatório de "cor ou raça" do IBGE. Texto para Discussão do IPEA nº 996, 2003.

JUSTINO, J. R. Estimativas de mortalidade para a região nordeste do Brasil em 2010: uma associação do método demográfico equação geral de balanceamento, com o estimador bayesiano empírico. Dissertação de Mestrado. 2013

QUEIROZ, B.L. e SAWYER, D. O que os dados de mortalidade do Censo de 2010 podem nos dizer? **R. bras. Est. Pop.**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 2, p. 225-238, jul./dez. 2012.

REIS, D.S. O rural e o urbano no Brasil. In: XV ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS DE POPULAÇÃO. **Anais...** Caxambu, Abep, 2006.

SOUZA, F.H. Padrão de mortalidade brasileira: estimativas a partir do nível municipal. 2014. (Dissertação de Mestrado). UFRN.

ANEXO 2
NOTA METODOLÓGICA SOBRE A DESAGREGAÇÃO DE DADOS SOCIOECONÔMICOS POR COR

RESUMO

Este texto tem por objetivo apresentar uma breve síntese dos principais aspectos conceituais do campo de estudos sobre cor ou raça e, portanto, refere-se a um determinado recorte de opções teóricas e conceituais. Objetiva também fundamentar conceitualmente as opções metodológicas empregadas na desagregação por cor dos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano, principalmente no que concerne às terminologias empregadas.

INTRODUÇÃO[1]

A sociedade brasileira é fortemente marcada por desigualdades de ordens diversas que se expressam em todas as dimensões da vida social sendo objeto de estudos e pesquisas em distintas áreas do conhecimento. Dentre os possíveis campos teóricos e políticos o debate sobre raça merece destaque devido a necessidade de problematizarmos os mecanismos de discriminação e/ou exclusão a que são submetidos cotidianamente as/os cidadãs/ãos afrodescendentes.

Considerando a vasta literatura sobre o tema[2], não cabe aqui um debate exaustivo das formulações históricas e conceituais que informam e dão significado às distintas abordagens sobre raça e seus processos de significação apreendidos no mundo social. Como assinalam Werneck e Lopes (2017) a literatura contemporânea já demonstrou a "obsolescência de raça como conceito" baseado exclusivamente nas características fenotípicas, o que significa dizer que a existência de um padrão classificatório baseado nas diferentes tonalidades da cor da pele é insuficiente para explicar a complexa hierarquização social que demarca as desigualdades entre grupos humanos.

Portanto, optamos nesta nota técnica por apontamentos que sintetizem, em alguma medida, os pressupostos balizadores das abordagens e percepções as quais pretende-se estimular o debate reflexivo.

1 Uma importante questão metodológica colocada à equipe de pesquisa ao início das análises dos dados corresponde ao uso do termo "cor" ou "raça" para categorizar este tipo de desagregação. Cientes deste e de outros percalços metodológicos, foi convocada uma Oficina de Raça e Gênero em agosto de 2016, a qual teve como objetivo reunir técnicos e especialistas nessas temáticas para debaterem, avaliarem e orientarem conceitualmente essa e outras questões que envolviam o processo de desagregação dos dados do Atlas. Estiveram presentes especialistas do Ipea, FJP, PNUD, ONU Mulheres, ONU Brasil e UNFPA. A partir dessas discussões chegou-se ao entendimento de que o termo mais adequado para a análise em questão seria "cor", pois acompanha a terminologia utilizada para este tipo de classificação pelo Censo Demográfico do IBGE. No entanto, nesta nota metodológica, ambos os termos são utilizados alternadamente devido ao amplo uso do termo "raça" pela literatura especializada na temática aqui presente. Além disso, seguindo as conclusões do debate proposto na Oficina, optou-se pela adoção da terminologia "negros" em substituição a "pretos e pardos", utilizada pelo Censo Demográfico do IBGE.

2 A literatura sobre o tema é volumosa e de variados vieses analíticos. Reconhecendo, de antemão, que qualquer indicação bibliográfica será apenas uma das portas de entrada para o debate reflexivo, sugerimos a leitura de Schwarcz (1998), Guimarães (2003), Hofbaeur (2006), Osório (2009) e Rocha (2015).

O PAPEL DA VARIÁVEL COR/RAÇA NA REPRODUÇÃO DAS DESIGUALDADES NA SOCIEDADE BRASILEIRA[3]

A discriminação de um indivíduo o grupo social pode ser compreendida a partir de normas ou padrões associados a códigos sociais, morais, culturais e até políticos acionados, na maioria das vezes, como signo de estigmatização do outro. A discriminação, como nos alerta Soares (2000), existe em todos os cantos do mundo, seja pela "cor da pele, a opção sexual, a religião, o sexo, a origem social ou quase qualquer outra marca que se impõe aos indivíduos" (SOARES, 2000, p.5) e se reproduz em escalas diversas e em distintas esferas da vida configurando-se num desafio à sua mensuração. Um dos enfrentamentos reflexivos necessários, senão urgente, para se pensar a realidade brasileira é a problematização do fenômeno da discriminação de grupos historicamente subalternizados como uma das faces das desigualdades, especialmente, no papel da variável cor/raça na reprodução de um sistema de exclusão social.

Uma revisão histórica deste tema exigiria retomar o significado da escravidão na formação da sociedade brasileira, passando pela luta abolicionista até as lutas mais contemporâneas por políticas públicas que promovam ações afirmativas para a população negra. Schwarcz (1998) chama atenção para o "paradoxo da situação racial vivenciada no Brasil" decorrente de duas particularidades do processo de abolição: a crença na ideologia do branqueamento e na libertação de escravos supostamente sem lutas e sem conflitos (SCHWARCZ, 1998, p. 187). Diferentemente de outros países onde o passado escravocrata, nos recorda a autora, esteve sempre associado à lutas e embates violentos, no Brasil a história tratou de positivar este processo quase como resultado de uma dada harmonia social. À priori, no entanto, o escravo não era considerado cidadão e, mesmo após a sua "libertação", dificilmente conseguia exercer sua

3 Agradecemos ao Antônio Teixeira Lima Junior e Tatiana Dias Silva pela revisão crítica, comentários valiosos e sugestões ao texto. Eventuais imprecisões e omissões, embora indesejadas, são de inteira responsabilidade da autora: Betty Nogueira Rocha, Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ) e pesquisadora do IPEA.

cidadania e passou a sofrer outros níveis de segregação em várias esferas da vida (no trabalho, nos espaços de sociabilidade, etc.). É neste contexto que a "questão racial passou para a agenda do dia" e o debate de "raça" foi introduzido "com base nos dados da biologia da época e privilegiava a definição dos grupos segundo o seu fenótipo" limando assim a "possibilidade de se pensar no indivíduo e no próprio exercício da cidadania". De todo modo, destaca a autora, no caso brasileiro ocorreu uma "releitura particular" de "raça" pois, "ao mesmo tempo em que se absorveu a ideia de que raças significavam realidades essenciais, negou-se a noção de que a mestiçagem levava sempre à degeneração" (SCHWARCZ, 1998, p. 186).

Em outra direção, Hofbauer (2006) pretende demonstrar em sua análise como as "diferentes acepções de categorias-chaves como raça, negro e branco" alicerçadas em escolas acadêmicas específicas, tem importantes implicações sobre o olhar lançado ao fenômeno da discriminação (HOFBAUER, 2006, p. 10). O autor resume estas diversas e distintas abordagens teóricas em dois polos de argumentação que se contrapõe: o primeiro relacionado à tradição sociológica centrada na análise de "relações entre negros e brancos" e nas desigualdades existentes nas relações entre estes grupos; e o segundo relacionado aos estudos antropológicos (HOFBAUER, 2006, p. 11) no qual a noção de cultura é fundamental para a compreensão das teorias raciais e do valor explicativo da categoria raça nas análises dos grupos humanos (HOFBAUER, 2006, p. 27). Com efeito, e para melhor compreensão deste debate, é necessário reconhecer, conforme alerta Petruccelli (2013), que o uso da categoria "raça" remonta a séculos passados[4] e não está relacionado ao seu significado linguístico ou etimológico, mas, sobretudo, ao "sentido e os efeitos dos sentidos do termo" como explicativo de uma realidade social (PETRUCCELLI, 2013, p. 15).

Em que pese outras demarcações do tempo histórico, retomamos alguns pontos da periodização elaborada por Jaccoud et al (2009)[5] para destacar alguns aspectos centrais na compreensão deste debate no Brasil.

4 Embasado em outros autores, Petruccelli (2013) destaca o termo derivado do italiano rassa é utilizado desde 1180, no francês desponta em 1490, em espanhol em 1438 e em português é utilizado desde 1473 (PETRUCELLI, 2013, p. 14-15).

5 Os autores recuperam algumas interpretações e paradigmas sobre a questão racial no Brasil a fim de propor uma reflexão sobre a promoção da igualdade racial na agenda das políticas públicas no Brasil após a promulgação da Constituição de 1988. Para um aprofundamento sobre o tema sugerimos ver

O primeiro relaciona-se à concepção de uma "ideologia racial" decorrente da disseminação de teses racistas no período final da escravidão (1888) e promulgação da República (1889) que resultou na naturalização das desigualdades raciais, sobretudo, em virtude do novo ambiente político institucional com o fortalecimento dos ideais liberais e do progresso associado à crença de uma superioridade branca. Nesta perspectiva, políticas imigratórias foram estimuladas, inclusive com a concessão de nacionalidade brasileira a todos os imigrantes já residentes no país, assim como a valorização da tese do branqueamento sustentada na mestiçagem como aceitação de uma "hierarquia racial" (Jaccoud et al, 2009). O discurso nacionalista realçava a miscigenação como mecanismo seletivo para o branqueamento da população e eliminação da "raça inferior" (Seyferth, 1995).

As teses de branqueamento, segundo Seyferth (1999), defendiam que por questões de natureza moral, inferioridade, resquícios do regime escravista (como o álcool, falta de instrução, etc.) desqualificavam os negros por serem "possuidores de acentuada fraqueza do ponto de vista moral" (SEYFERTH, 1999, p. 214). O imigrante ideal (nos termos de tipo ideal de Weber) era o de origem europeia como suíços, alemães, italianos e espanhóis. Neste contexto, entre os anos 1920 e 1930 a tese do branqueamento como ideal e projeto de nação sustentou-se nos discursos de caldeamento e assimilação, assim como, numa política de imigração seletiva (Petrucceli, 2013).

O segundo aspecto central é que a partir dos anos 1930 estes discursos foram sendo substituídos pela concepção de democracia racial, expressão cunhada pela escola paulista de sociologia e fortemente associada na formulação de Gilberto Freyre (1933)[6] sobre a formação da

Jaccoud et al (2009).

6 Refiro-me aqui ao clássico da sociologia Casa-Grande & Senzala – Formação da Família Brasileira sob o Regime de Economia Patriarcal, publicada em 1933, que apresenta uma espécie de sociogênese da formação da sociedade brasileira. Na ótica de Freyre a sociedade brasileira era resultado de uma junção de antagonismos entre ricos e pobres, brancos e negros, senhores e escravos, casa-grande e senzala. Para o autor, a causa dos problemas sociais do Brasil é a construção da identidade nacional a partir dessa dinâmica contraditória. Freyre interpreta de forma a destacar que o homem brasileiro é resultado da integração biológica e cultural do português, do índio e do negro africano. E estes sinais são decifrados pelo autor através da análise e da interação entre a casa grande e a senzala. O autor inaugurou um novo método de pesquisa histórica ao utilizar fontes pouco convencionais como diários pessoais, as cartas de família, os inventários e os testamentos, os livros de assento e as atas das câmaras, os livros de ordens régias e as

sociedade brasileira sedimentada no modo peculiar de colonização dos portugueses que significou "miscigenar-se, igualar-se, integrar os culturalmente inferiores, absorver sua cultura, dar-lhes chances reais de mobilidade social no mundo branco" (GUIMARÃES, 2003, p.102). Na realidade o ideário da democracia racial teve por objetivo deslegitimar o discurso da hierarquia social fundada na variável raça e a valorização de aspectos culturais capazes de reverter as diferenças biológicas e promover a mestiçagem (JACCOUD et al, 2009, p.264). Grosso modo, para esta concepção há uma especificidade na constituição da sociedade brasileira em virtude da sua colonização que resultou num processo de miscigenação responsável por integrar culturalmente os indivíduos de "raças inferiores" como negros e índios de maneira a consolidar algo que o autor definiu mais tarde como "democracia étnica" (GUIMARÃES, 2003, p. 102).

E, por fim, o terceiro aspecto a salientar neste breve debate histórico é justamente a dura crítica à interpretação da democracia racial quando, em meados dos anos 1960 e mais fortemente nos anos 1970, Florestan Fernandes (1965) passa a denunciar esta abordagem como mito por caracterizar um discurso de dominação política com forte viés de preconceito racial e de discriminação (Guimarães, 2003). Isto porque a chave interpretativa da democracia racial é a crença de que a vulnerabilidade socioeconômica dos não-brancos não está relacionada à cor da pele, mas à situação de pobreza a que este grupo foi exposto em consequência das condições desfavoráveis enfrentadas para inserirem-se na estrutura social após a abolição da escravidão. Os defensores desta tese acreditam que não há diferenciação social pela cor da pele, consideram este dado irrelevante para justificar as desigualdades sociais. Após um processo de desconstrução sistemática o termo passou a carregar significados de ordens diversas para no final dos anos 1970 ser duramente criticado pelo Movimento Negro Unificado (MNU).

visitações do Santo Ofício, teses médicas, relatórios oficiais e estatutos de colégios, coleções de jornais, almanaques e revistas, etc. Freyre abordou a intimidade familiar e o cotidiano doméstico nos tempos coloniais, destacando o papel da mulher, da criança e do escravo, "novos objetos" da história, com um foco semelhante ao que seria adotado pela escola dos Annales na França. Escreveu uma história íntima da vida doméstica da família patriarcal brasileira, em que resgata o cotidiano, bem como a arquitetura das casas, as tradições culinárias, as práticas sexuais, os jogos infantis, as roupas e vestimenta. Além disso, Casa-Grande & Senzala enfatiza a formação da sociedade brasileira no contexto da miscigenação entre os brancos, principalmente portugueses, dos negros das várias nações africanas e dos diferentes indígenas que habitavam o Brasil. Na opinião de Freyre, a própria arquitetura da casa-grande expressaria o modo de organização social e política do Brasil, o patriarcalismo.

A questão identitária associada à preservação e valorização das tradições africanas assume relevância na organização e fortalecimento do MNU (Jaccoud, 2009) reintroduzindo a ideia de raça e inaugurando uma nova fase de tratamento da questão racial no Brasil. Para o MNU as desigualdades socioeconômicas entre brancos e negros não podem ser explicadas exclusivamente pelo passado escravagista, mas, sobretudo pelas diferenças de inserção social, produtiva e de oportunidades; ou seja, por critérios de diferenciação social[7]. Conhecer, valorizar e reivindicar a origem africana passa a ser questão fundamental, assim como a ideia de raça e ressignificação da categoria "negro" no discurso sobre a identidade nacional.

Antes de mais nada, tal como Guimarães (2003) e Rosa (2011), tomamos por pressuposto que raça é uma construção social e, portanto, deve ser estudada no campo dos estudos de cultura ou das ciências sociais, mais especificamente no que trata das identidades sociais. As formulações identitárias são orientadas pelas diferenciações e articulações simbólicas que conferem densidade às representações sociais[8] dos grupos (ROSA, 2011, p.114). Nestes termos, o grupo social atualiza o seu discurso a partir das suas percepções coletivas, das especificidades de sua herança histórico-cultural a fim de imputar significados à sua realidade social e exercer sobre ela algum tipo de controle. Assim, "raças" são discursos sobre as origens de um grupo e sobre a transmissão de seus valores e características físicas, morais, intelectuais, fisiológicas, etc., entre gerações (GUIMARÃES, 2003, p. 96).

Por outro lado, sem invalidar o argumento anterior e para compreender melhor a complexidade deste debate, Hofbaeur (2006) chama

7 Aqui se estabelece uma relação com a abordagem de Norbert Elias (1994 e 2000) segundo a qual, nas sociedades humanas, os indivíduos e grupos ocupam posições diferentes de acordo com diferenciações de natureza múltipla geralmente determinadas por configurações de poder que se expressam na construção de uma imagem social responsável por atribuir a um determinado grupo uma reputação "socialmente superior". Ou seja, os indivíduos deste grupo tendem a idealizar suas virtudes e camuflar seus defeitos como forma de garantir uma determinada estabilidade até o ponto desta "fachada" tornar-se uma "representação coletiva". Nesta mesma perspectiva, Pierre Bourdieu (2003) destaca a existência de um "poder simbólico" capaz de legitimar a "integração fictícia da sociedade" através de um arsenal ideológico produzido pelas classes dominantes ou hegemônicas. A dominação está relacionada, de acordo com o autor, a uma determinada visão de mundo cuja realidade é socialmente construída por meio de um sistema simbólico que são determinantes na reprodução social de um grupo (BOURDIEU, 2003, p. 11-15).

8 Representação social é o saber que determinado grupo elabora sobre elementos de sua existência e tem relação com a sua construção social. Este saber se confunde com a realidade e esta realidade não é questionada (Laplantine, 1999:297-299).

atenção para o fato de que declarar "raça" como construção social "não purifica o conceito, nem resolve o problema da conceituação" pois, nem no passado, nem nos dias de hoje, há consenso em torno da definição da noção de "raça" (HOFBAUER, 2006, p. 24).

Isto posto, três outras variáveis são importantes para estabelecermos nosso quadro analítico. A relação entre raça e desigualdade; raça e classe; e raça e cor.

Segundo Souza (2005) como não há um aporte interpretativo que considere uma "hierarquia das causas das desigualdades" ocorre, nas palavras do autor, uma confusão entre as dimensões empíricas e teóricas inseridas no debate acadêmico sobre a relação entre preconceito racial e desigualdades. O autor destaca dois aspectos para fundamentar a sua crítica. O primeiro está na ênfase de estudos empíricos em "demonstrar a sobre-representação dos negros em todos os índices sociais negativos" (SOUZA, 2005, p.43). Souza concorda que há relação entre os dois fenômenos e declara, também, a importância em reconhecê-los, porém realçá-los, apenas, não explica o peso da variável raça na produção da desigualdade e, tampouco, como e porque se dá esta correlação. Estas questões em aberto, nas palavras de Souza, acabam por criar a "ilusão de que a causa da desigualdade social brasileira é racial e ponto" (SOUZA, 2005, p. 44). Em virtude da ausência de uma "hierarquia das causas da desigualdade" a variável raça é costumeiramente percebida como um dado absoluto da realidade e não apenas como um dos fatores que informam a especificidade da desigualdade em nosso país. O segundo aspecto, fortemente relacionado ao primeiro, refere-se à importância de compreender as desigualdades sociais a partir das especificidades do nosso processo de modernização exigindo, assim, "quadro interpretativo mais amplo" para o entendimento dessa relação (SOUZA, 2005, p.45).

Santos (2005) destaca que no caso brasileiro este processo guarda ambiguidades pois o conceito de raça envolve a classificação dos indivíduos a partir de critérios fenotípicos como a cor hierarquizando pessoas e transformando a reflexão sobre as desigualdades num processo fluido de estigmatização e dissociação entre os planos horizontal

da segregação e vertical da desigualdade. Apesar de ambíguo, o conteúdo deste tipo de classificação, segundo o autor, é altamente "eficaz na produção e reprodução da desigualdade racial" no Brasil (SANTOS, 2005, p.27).

É da percepção desta ausência de fundamentação e problematização da relação entre raça e desigualdade que se perde um aspecto fundamental para compreensão das especificidades da sociedade brasileira que é justamente o debate da questão/relação classe e raça. Souza recorre à concepção de classe de Weber; habitus de Bourdieu; à abordagem de uma relativa "hierarquia moral" ocidental de Taylor; dialogando em vários momentos com teorias marxistas a fim de argumentar sobre a existência de uma "ideologia do desempenho", ancorada em instituições como o mercado e o Estado, responsáveis por sustentar e explicitar uma "hierarquia valorativa e normativa" dos seres humanos. Em suas palavras "é precisamente o dinamismo de instituições impessoais, que reproduzem uma hierarquia implícita do valor diferencial dos seres humanos, que permite compreender a naturalização secular de uma desigualdade abissal como a brasileira" (SOUZA, 2005, p.56). O argumento central do autor é que mercado e Estado não são apenas instituições formais, mas também materialização de concepções de mundo capaz de legitimar e reproduzir uma concepção dominante do valor diferencial entre pessoas e grupos sociais classificando-os em superiores ou inferiores segundo critérios e objetividades incontestáveis justamente por estarem em consonância com a sua lógica de funcionamento.

No caso brasileiro, a reprodução de um "habitus precário" (Souza, 2005) não é, como já alertava Florestan Fernandes, apenas uma questão de cor da pele, mas um certo tipo social julgado como improdutivo e fora dos padrões de uma dada "hierarquia moral incrustrada na dinâmica institucional do capitalismo" que legitima, determina e comanda, segundo o autor, todas as classificações e distinções sociais, sejam o preconceito, a desigualdade de classe, assim como a oposição e diferenciação social entre homens e mulheres.

Este debate teórico informa, em certa medida, a persistência ainda nos dias atuais de uma vertente analítica que considera a

“sobrerrepresentação dos negros nas camadas mais pobres da população seria apenas consequência de um legado histórico” (CERQUEIRA E COELHO, 2017, p.11). Inúmeras pesquisas[9] demonstram, infelizmente, que a variável raça, assim como gênero, funciona como uma régua para medir as desigualdades sociais no Brasil. Entretanto, o padrão classificatório contemporâneo de raça no Brasil tem sido usualmente a terminologia utilizada na autoatribuição de cor (Piza e Rosemberg, 1999).

Em seu mapeamento sobre a inserção da variável “cor” nos Censos Demográficos Piza e Rosemberg (1999) destacam que desde o primeiro recenseamento de 1872 a variável “cor” é estabelecida como forma de classificação da população. Importante notar que as categorias disponibilizadas nos Censos para autoclassificação foram sendo alteradas a cada recenseamento[10]. No último Censo realizado em 2010, o (a) entrevistado (a) autodeclarou sua “cor” classificando-se em uma das cinco alternativas, a saber: branca, preta, parda, amarela e indígena. Como alerta Schwartzman (1999) se até o século XIX a informação relevante era a identificação entre pessoas livres e escravos, ao longo do século XX a classificação em termos de cor nas pesquisas oficiais certamente guardam diversos significados, tais como, analisar a população segundo a sua diversidade social, cultural e histórica, bem como, de condições de vida, oportunidades e eventuais problemas de discriminação e preconceito.

---

9 Ver Cerqueira e Coelho (2017); Boneti e Abreu (2011); Jaccoud et al (2009); Santos (2005); Soares (2000).

10 Piza e Rosemberg (1999) apresentam um breve balanço dos principais critérios referente a captação de dados sobre a cor nos Censos brasileiros. Os critérios de coletas dos primeiro recenseamento realizado em 1872 não explicitam, segundo Piza e Rosemberg (1999), os critérios de coleta de dados. A cor da população era uma das variáveis relacionadas ao subtópico da condição social entre homens livres e escravos os quais o indivíduo era classificado como branco, preto, pardo ou cabloco. No Censo de 1890 os termos classificatórios utilizados foram branco, preto, caboclo e mestiço. Piza e Rosemberg (1999) destacam a utilização de categorias “mistas”, como caboclo e mestiço, relacionados à origem racial e descendência e, não especificamente, à cor da pele. Os dados censitários de 1900 e 1920 não incluíram cor na coleta de dados. Os primeiros censos realizados no formato decenal os de 1940, 1950 e 1960 estabeleceram as cores branco, preto e pardo, já utilizados em recenseamentos anteriores, inserindo a categoria amarelo, sendo que a partir de 1950 incluiu-se na categoria pardo os índios e os que se declararam como mulatos, caboclos e cafuzos. O censo realizado em 1970 também não coletou dados referentes à cor e, tampouco, explicitou os motivos. Vale destacar, como alertam Piza e Rosemberg (1999), que até o censo de 1940 parte das informações coletadas sobre pardos foi dada pelos declarantes, e outra parte inferida pelos coletores a partir de critérios estabelecidos pelo IBGE gerando, naturalmente, distorções. Somente a partir do recenseamento de 1950 até os atuais levantamentos, o IBGE tem trabalhado com a perspectiva de autoclassificação. Sobre este assunto sugerimos ver Piza e Rosemberg (1999) e Osório (2009).

Evidentemente, este recorte analítico guarda restrições metodológicas, no entanto, algumas pistas sugerem que apesar da complexidade envolvida neste processo classificatório e, por sua vez, relacionada a identidades raciais, demonstram que a autoatribuição de cor (ou pertencimento racial) não é um dado imutável e tem revelado uma significativa fluidez devido formas de autoidentificação que se alteram ao longo do tempo (Piza e Rosemberg, 1999). Daí é possível ressaltar uma miríade de análises reflexivas sobre o tema produzida nas últimas décadas que nos permite avaliar as distintas dimensões das desigualdades sociais.

Se, por um lado, o ideal de brancura vigente desde a formação da sociedade brasileira influenciou o pertencimento racial em favor de um embranquecimento populacional, por outro lado, constatou-se o desenvolvimento, ao menos nos últimos 20 anos, de um processo de valorização da ascendência negra, refletido no crescimento relativo de 31% nas autodeclarações desta população, em 2010 (MIRANDA, 2015).

Neste contexto, o esforço de desagregação por cor dos dados produzidos no âmbito do Atlas do Desenvolvimento Humano poderá contribuir para estudos e pesquisas sobre os distintos contornos das desigualdades sociais, econômicas, culturais e educacionais nas diversas regiões brasileiras.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BOURDIEU, Pierre. **O Poder. Simbólico**. Rio de Janeiro: Bertrand Brasil, 2003.

BONETI, Aline de Lima; ABREU, Maria Aparecida (orgs). **Faces da Desigualdade de gênero e raça no Brasil**. Brasília: IPEA, 2011.

CERQUEIRA, Daniel. COELHO, Danilo Santa Cruz. **Democracia Racial e Homicídios de Jovens Negros na Cidade Partida.** Texto para Discussão n. 2267. Brasília: IPEA, 2017.

ELIAS, Norbert. SCOTSON, John L. **Os Estabelecidos e os Outsiders – Sociologia das relações de poder a partir de uma pequena comunidade.** Rio de Janeiro: Jorge Zahar Editora, 2000.

ELIAS, Norbert. **A Sociedade dos Indivíduos.** Rio de Janeiro: Jorge Zahar, 1994.

GUIMARÃES, Antonio Sérgio Alfredo. Como trabalhar com "raça" em sociologia. In: **Educação e Pesquisa.** v. 29, n.1, p. 93-107, São Paulo, jan./jun., 2003.

HOFBAUER, Andreas. **Ações afirmativas e o debate sobre racismo no Brasil**. Disponível em <http://www.scielo.br/pdf/ln/n68/a02n68.pdf>. Acesso em: março, 2017.

JACCOUD, Luciana et al. Entre o Racismo e a desigualdade: Da Constituição à Promoção de uma Política de Igualdade Racial (1988-2008). In: JACCOUD, Luciana (Org.). **Políticas Sociais: Acompanhamento e Análise. Vinte anos da Constituição Federal**. v. 3, pp. 261-328, Brasília: IPEA, 2009.

LAPLANTINE, François. Anthropologia des systimes de représentations de la maladie: de quelques recherches menées dans la France contemporaine reexaminées à la lumière d´une expérience brésilienne. In JODELET, Denise (org.) **Les representátions sociales**. 2 ed., p. 297-299, Paris: Presses Universitaires de France, 1999.

MIRANDA, V. A resurgence of black identity in Brazil? Evidence from an analysis of recent censuses. **Demographic Research**, v. 32, p. 1603-1630. 2015.

OSÓRIO, Rafael Guerreiro. **A desigualdade racial de renda no Brasil (1976-2006).** Tese (Doutorado). Universidade de Brasília. Instituto de Ciências Sociais. Brasília, 2009.

PETRUCELLI, José L. Raça, identidade, identificação: abordagem histórica conceitual. In: PETRUCCELLI, José L.; SABOIA, Ana L.(Orgs). **Características étnico-raciais da população: classificações e identidades.** Rio de Janeiro: IBGE, p.13-25, 2013. Disponível em http://www.mpsp.mp.br/portal/page/portal/GT_Igualdade_Racial/Artigos_Estudos/Características%20Étnico-Raciais%20da%20População%20Brasileira.pdf>. Acesso em: março, 2017.

PIZA, Edith; ROSEMBERG, Fúlvia. Cor nos censos brasileiros. In: **Revista USP**, São Paulo, n. 40, p. 122-137, dez-fev, 1999. Disponível em <http://www.periodicos.usp.br/revusp/article/viewFile/28427/30285>. Acesso em: março, 2017.

ROCHA, Emerson Ferreira. **O Negro no Mundo dos Ricos: Um estudo sobre a disparidade racial de riqueza no Brasil com os dados do Censo Demográfico de 2010.** Tese (Doutorado). Universidade de Brasília. Instituto de Ciências Sociais. Brasília, 2015.

ROSA, Waldemir. Sexo e Cor/Raça como categorias de controle social: uma abordagem sobre desigualdades socioeconômicas a partir de dados do Retrato das Desigualdades de Gênero e Raça – Terceira Edição. In: BONETI, Aline de Lima; ABREU, Maria Aparecida (orgs). **Faces da Desigualdade de gênero e raça no Brasil**. Brasília: IPEA, 2011.

SANTOS, José Alcides Figueiredo. Efeitos de Classe na Desigualdade Racial. In: **Dados Revista de Ciências Sociais.** v. 48, n.1, pp. 21-65, Rio de Janeiro, 2005.

SCHWARCZ, Lilia Katri Moritz. Nem Preto, Nem Branco Muito Pelo Contrário: Cor e Raça Na Intimidade Brasileira. In: SCHWARCZ, Lilia Katri Moritz (Org.). **História da Vida Privada no Brasil**. São Paulo: Companhia das Letras, p. 174-243, 1998.

SCHWARTZMAN, Simon. Fora de foco: diversidade e identidades étnicas no Brasil. In: **Novos Estudos CEBRAP**, v. 55, p. 83-96, 1999.

SEYFERTH, Giralda. A invenção da raça e o poder discricionário dos estereótipos. In: **Anuário Antropológico 93**. Rio de Janeiro: Tempo Brasileiro, 1995.

SEYFERTH, Giralda. Os imigrantes e a campanha de nacionalização do Estado Novo. In: PANDOLFI, Dulce (org.). **Repensando o Estado Novo**. Rio de Janeiro: Ed. Fundação Getulio Vargas, 1999.

SILVA, Tatiana Dias *et al*. Planejamento e Financiamento das Políticas de Igualdade Racial: possibilidades para o Plano Plurianual 2012-2015. **Nota Técnica n.7**. Brasília: IPEA, mai., 2011.

SOARES, Sergei S. D. **O Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho Homens Negros, Mulheres Brancas e Mulheres Negras.** Texto para Discussão n. 769. Brasília: IPEA, 2000.

SOUZA, Jessé. Raça ou Classe? Sobre a desigualdade brasileira. In: **Lua Nova**. pp. 43-69, São Paulo, 2005.

VAZ, Fábio Monteiro. Diferenciais de Rendimentos por sexo e raça segundo a PNAD de 2007. (Nota Técnica). In: **Mercado de Trabalho**. n. 37, Brasília: IPEA, nov., 2008.

WERNECK, Jurema. LOPES, Fernanda. Saúde da População Negra: Da conceituação às políticas públicas de direito. In: **Mulheres Negras: um Olhar sobre as Lutas Sociais e as Políticas Públicas no Brasil.** Disponível em <http://criola.org.br/wp-content/uploads/2014/10/livro_mulheresnegras.pdf.>. Acesso em: março, 2017>.

ANEXO 3
NOTA METODOLÓGICA SOBRE A DESAGREGAÇÃO DE DADOS SOCIOECONÔMICOS POR SEXO

RESUMO

O objetivo do presente trabalho é fundamentar técnica e conceitualmente as opções metodológicas empregadas na desagregação por sexo dos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano, principalmente no que concerne ao cálculo do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) ajustado pela desigualdade no mercado de trabalho de mulheres e homens, distinto do cálculo original do IDHM por este não captar a desigualdade em seus rendimentos. Para tanto, este estudo apresenta uma análise sobre o método de cálculo do IDHM ajustado, justificando a decisão por adotar a renda do trabalho para a estimativa da dimensão de renda do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal.

INTRODUÇÃO

A desigualdade de sexo ou gênero no Brasil contemporâneo tem sido alvo crescente de debates, políticas e reivindicações sociais devido às proporções assumidas e conhecidas internacionalmente. Um dos principais e mais eficazes mecanismos para evidenciar essa desigualdade é a divulgação de dados e estatísticas desagregadas por sexo, quando é possível reconhecer as diferenças socioeconômicas entre mulheres e homens. Esta tem sido uma das principais recomendações das Nações Unidas[1] aos governos para o combate efetivo da discriminação de gênero e a todos os efeitos dela decorrentes.

Notadamente, à elaboração de políticas públicas precede o levantamento de dados sobre a realidade de determinada população, por meio da análise de indicadores de diagnóstico, que permitem uma melhor formulação e focalização das políticas pelos agentes públicos. No entanto, também precede o estudo acerca dos fenômenos que permeiam e determinam estruturas sociais de dominação e opressão. Com isso, consideram-se tais abordagens complementares.

Não cabe aqui um debate exaustivo das formulações conceituais e político-científicas que informam e dão significado às distintas abordagens sobre este tema e seus processos de significação apreendidos no mundo social, portanto, optamos por apontamentos que sintetizem, em alguma medida, os pressupostos balizadores das abordagens e percepções referenciados no processo de desagregação do Atlas de Desenvolvimento Humano (ADH).

1 Human Development Report 2016, Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento - PNUD.

O DEBATE SOBRE SEXO OU GÊNERO NA CONTEMPORANEIDADE: ALGUNS APONTAMENTOS[2]

Sabe-se que as desigualdades sociais são entrecruzadas por questões de diversas ordens, sejam elas econômicas no que se refere à renda; sejam de ordem sociocultural como raça, etnia, geração, classe ou gênero. Em que pese as singularidades históricas e conceituais, pensar sobre desigualdades sociais no Brasil e no mundo passa, obrigatoriamente, pelo reconhecimento das reflexões produzidas no campo dos estudos de gênero.

A dimensão de gênero exige que se reconheça, a priori, a dissociação entre "gênero, como construto sócio-histórico-cultural, e sexo, como categoria de diferenciação anatômica" entre homens e mulheres (ROSA, 2011, p.112). Os estudos feministas que sustentaram o debate a partir dos anos 1970 destacam as relações assimétricas entre homens e mulheres em diversas esferas da vida e a necessidade do reconhecimento do princípio da igualdade de gênero. Este fundamento foi utilizado como parâmetro em todos os tratados e documentos que simbolizam as lutas pelos direitos das mulheres e ações que promovam a igualdade de gênero[3].

A multiplicidade das abordagens teóricas e, em alguns casos, até conflitantes que definem gênero conceitualmente revelam diferentes implicações e fronteiras de perspectivas. Grosso modo, o conceito

---

2 Trecho elaborado por Betty Nogueira Rocha, Professora do Departamento de Economia da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ) e pesquisadora do IPEA.

3 Nos referimos aqui à Convenção sobre Eliminação de Todas as formas de Discriminação contra a Mulher (CEDAW) realizada em 1979; a Conferência Mundial sobre Direitos Humanos, realizada em Viena em 1993; a Conferência sobre População e Desenvolvimento, no Cairo em 1994; a Cúpula Mundial sobre Desenvolvimento Social, em 1995 em Copenhague; e a IV Conferência das Nações Unidas sobre a Mulher, realizada em Pequim também em 1995. Como resultado desta última conferência definiu-se de 12 eixos prioritários expressos na "Declaração e Plataforma de Ação" os quais destacam-se três aspectos inovadores: a adoção do conceito de gênero superando o aspecto naturalista-biológico expressos na categorias mulher e homem; o reconhecimento das relações desiguais entre homens e mulheres e a necessidade de ações que resultem no empoderamento e autonomia das mulheres; e a promoção de estratégias de transversalização de políticas públicas que contemplem ações específicas ou inclusivas de mulheres. Para melhor compreensão das implicações deste processo sugerimos ver Farah (2004), Costa e Sardenberg (2008), Sardenberg (2006) e Pimentel (2011).

de gênero refere-se à construção social do sexo para além das diferenças anatômicas e biológicas que definem machos e fêmeas, e considerando a dimensão sociocultural que caracteriza o masculino e o feminino e, neste sentido, a qualidade de ser homem ou mulher tem origem na noção de cultura (Heilborn, 1994).

Um dos aspectos centrais neste debate é a superação da abordagem naturalista fundada nos preceitos biológicos de sexo, que tratam a questão meramente entre machos e fêmeas, para valorização dos atributos socialmente e historicamente construídos, determinantes nas relações entre homens e mulheres e das desigualdades decorrentes. Para Scott (1995), o uso do termo parece ter surgido entre as feministas americanas para enfatizar o caráter social das distinções baseadas no sexo indicando uma rejeição do determinismo biológico implícito no uso de termos como "sexo" ou "diferença sexual".

Outro fator importante é o fato do feminismo ter por substrato material as relações desiguais decorrentes das transformações ocorridas no século XX, com a constituição de uma sociedade urbano-industrial sustentada, por um lado, em aspectos tecnológicos, econômicos e demográficos e, por outro, em aspectos institucionais, culturais e sociais. Essas mudanças conectam-se àquelas ocorridas no sistema global demarcadas fortememente por uma nova ordem das relações econômicas cujo o centro é o processo de acumulação capitalista provocada, dentre outros fatores, pela intensificação da divisão social do trabalho e alterações nos processos espaciais das relações sociais, desafiando a sua integração em contextos urbanos diversos.

Deu-se nesse período a aceleração da participação das mulheres no mercado de trabalho ampliando a proporção daquelas com dupla jornada de trabalho, a qual persiste até os dias de hoje, e a necessidade de conciliar a jornada de trabalho profissional e do lar, sem que este último seja efetivamente valorizado no âmbito social ou até mesmo no espaço familiar. Um dos avanços deste período foi a disseminação dos métodos contraceptivos concedendo à mulher a escolha de ter ou não filhos, assim

como escolher o momento de tê-los e, desta maneira, romper com o chamado determinismo biológico da maternidade.

Esta análise utiliza-se da abordagem contemporânea de Michel Foucault (2004) cuja a teoria, nas palavras de Scavone (2008), proporcionou um profícuo diálogo com o feminismo, especialmente no que se refere à produção e docilização dos corpos. Para Foucault (2004), o ser social da sociedade disciplinar produz corpos submissos e exercitados, "corpos dóceis", que desenvolvem a capacidade de moldar-se a qualquer situação. A disciplina dissocia o poder do corpo, faz dele por um lado "aptidão", uma "capacidade" que ela procura aumentar (FOUCAULT, 2004, p.119) e, desta maneira, o corpo sucumbe na categoria de objeto, o indivíduo é submetido à uma vigilância contínua e à sanções normalizadoras que podem se espalhar por toda sociedade em uma rede ramificada além da estrutura física das instituições. Essa teoria proporcionou um diálogo intenso com as estudiosas feministas, para o bem e para o mal. Isso porque, apesar dessa abordagem ter influenciado importantes pesquisadoras como Joan Scott, Gayke Rubin, Judith Butler, dentre outras, há uma certa ambiguidade e tensão analítica expressa na crítica feminista aos poderes instituídos e ao micropoder foucaultiano (SCAVONE, 2008, p.181).

Superada a resistência de algumas feministas contemporâneas em integrar o termo gênero em conjuntos teóricos pré-existentes, Scott (1995) apreende gênero enquanto uma categoria social baseada na conexão entre duas proposições: (i) gênero enquanto elemento constitutivo das relações sociais baseadas nas diferenças entre os sexos; e (ii) gênero enquanto substrato de relações de poder (SCOTT, 1995, p.21). Tal concepção implica o reconhecimento de quatro variáveis relacionadas entre si: em primeiro lugar, as múltiplas representações dos símbolos culturalmente disponíveis onde determinadas representações simbólicas são evocadas em diferentes contextos de modos diferentes; em segundo lugar, os conceitos normativos expressos em doutrinas religiosas, educativas, científicas, políticas ou jurídicas que possibilitam intepretações dos significados dos símbolos evocados no sentido do masculino e do feminino; um terceiro aspecto é a inclusão e o reconhecimento da importância

de uma concepção de política, e daí também de poder, assim como referências às instituições e organizações sociais; e, por fim, a subjetividade da identidade de gênero que permite compreender as suas especificidades na oposição masculino/feminino no tempo e no espaço (SCOTT, 1995, p. 21-23).

Demarcados os principais discursos teóricos que debatem o tema, podemos dizer que, em linhas gerais, gênero é uma categoria utilizada para pensar as relações sociais entre homens e mulheres, relações essas determinadas histórica e socialmente. Esse modo de pensar *gênero* redimensiona o seu uso enquanto ferramenta teórica e política, assim como implica considerar que o processo pelo qual nos constituímos como mulheres e homens não é linear, harmônico ou completo; ao contrário, trata-se de um processo complexo e num constante devir. Essa formulação no campo dos estudos de gênero permite a problematização dos mecanismos que reproduzem a discriminação e as desigualdades.

No caso brasileiro, embora tenhamos avanços significativos nas duas últimas décadas, as desigualdades e as discriminações de gênero e raça ainda são problemas que afetam a maioria da população. Evidentemente, a institucionalização da perspectiva de gênero no âmbito da política, das instituições públicas, dos indicadores, das pesquisas e nas diversas instâncias da vida social resultam em processos multifacetados que se articulam e são negociados sobre premissas diversas.

As diversas formas de discriminação de gênero e raça, segundo Abramo (2004) e Rosa (2011), estão relacionadas fortemente aos fenômenos de exclusão social responsáveis pela situação de pobreza e de vulnerabilidade destes grupos. Soares (2000) destaca as dificuldades em mensurar discriminações, todavia realça o mercado de trabalho como uma das esferas da vida onde é possível medir a discriminação da renda a partir de critérios qualitativos e subjetivos como sexo e cor. Certamente, estas variáveis não expressam de maneira efetiva a concepção teórica apresentada até aqui, porém no âmbito das pesquisas produzidas pelos órgãos oficiais as desagregações somente são possíveis a partir dos recortes de

sexo e cor, sexo definido exclusivamente pelo fator biológico, e cor a partir da autodefinição dos entrevistados.

Recentes dados apresentados no âmbito do Retrato das Desigualdades de Gênero e Raça – 1995 a 2015[4], apontam o crescimento da proporção de domicílios chefiados por mulheres como uma tendência nos últimos 20 anos: 23% dos domicílios eram chefiados por mulheres em 1995, ao passo que em 2015 este percentual chegou a 40%. As pesquisadoras observaram que esse foi um fenômeno predominantemente urbano, já que no meio rural a variação não acompanhou o mesmo ritmo. Por outro lado, a taxa de participação da mulher no mercado de trabalho pouco avançou no mesmo período e oscilou em torno de 55%, ou seja, quase metade da população feminina em idade ativa está fora do mercado de trabalho. Vale acrescentar que as mulheres trabalham em média 53,6 horas enquanto os homens 46,1 horas, ou seja, as mulheres trabalham em média 7,5 horas semanais a mais que os homens, somando-se a jornada do trabalho remunerado e o doméstico. Apesar dos avanços registrados nas últimas décadas, a escala de remuneração permaneceu inalterada em toda a série histórica: homens brancos têm os melhores rendimentos, seguidos de mulheres brancas, homens negros e mulheres negras.

Importante destacar que na realidade brasileira a reprodução das desigualdades está eminentemente relacionada às relações de gênero e de raça no sistema de exclusão social. A breve síntese dos indicadores produzidos no âmbito da pesquisa citada revela progressivos avanços no empoderamento das mulheres, porém muito aquém do necessário para eliminação ou redução significativa das desigualdades de gênero e raça. Isto reforça a tese de que estas duas categorias operam na sociedade como categorias de controle social (Rosa, 2011) e possuem uma gerência limitada. Daí a importância de políticas públicas que promovam maior empoderamento e autonomia socioeconômica das mulheres.

4 Estudo realizado pela Diretoria de Estudos e Políticas Sociais (DISOC) do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) em parceria com a ONU Mulheres, com base em séries históricas de 1995 a 2015 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), do IBGE. Estas análises recentemente divulgadas no âmbito do Retrato das Desigualdades de Gênero e Raça foram produzidas por Natália Fontoura, Marcela Torres Rezende, Joana Mostafa e Ana Laura Lobato, técnicas e pesquisadoras da DISOC. Para maior aprofundamento do tema e análises de dados sugerimos consultar http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=29526&catid=10&Itemid=9.

O sentido do empoderamento aqui não é meramente de cunho econômico, mas um processo que reconheça os direitos das mulheres em sua plena participação em todas as esferas da vida social, em condições de igualdade, paridade, reconhecimento e respeito. Busca-se então equidade de gênero como elemento fundamental para a igualdade de oportunidades.

DISCUSSÃO SOBRE A OPÇÃO METODOLÓGICA EMPREGADA PARA O CÁLCULO DO IDHM DE MULHERES E HOMENS

Uma das dificuldades encontradas para a exposição de disparidades de desenvolvimento humano foi a falta de dados sobre desigualdades intradomiciliares, uma vez que a maioria dos dados existentes para se inferir o grau de pobreza e níveis de renda assumem implicitamente uma distribuição igual de recursos entre os membros do domicílio, o que tenderia a subestimar a pobreza entre as mulheres.

No Atlas de Desenvolvimento Humano não foi diferente. A distribuição de renda utilizada para o cálculo dos indicadores de pobreza e desigualdade é a de pessoas segundo a renda domiciliar *per capita*, o que corresponde ao pressuposto de que, entre as pessoas que vivem em um mesmo domicílio, não há desigualdade de renda, que todas elas têm a mesma renda, independentemente do sexo e da idade.

O mesmo pressuposto foi adotado ao se calcular o IDHM Renda, a renda *per capita* e os indicadores de desigualdade de renda e de pobreza por sexo. Ao fazer isso, a desigualdade entre homens e mulheres segundo esses indicadores reflete apenas a existente entre domicílios só com homens ou só com mulheres.

Tais aferições não correspondem somente à conhecida realidade brasileira, mas também mundial das mulheres trabalhadoras. Apesar de possuírem níveis educacionais superiores aos dos homens, continuam recebendo salários inferiores, de acordo com os dados de mercado de trabalho. O presente estudo demonstra que a renda média do trabalho das mulheres brasileiras ocupadas é 28% inferior à dos homens ocupados (18 anos ou mais). No mundo, as mulheres ganham em média 24% menos que os homens nos postos de trabalho remunerados e ocupam somente 24% dos cargos de chefia (PNUD, 2015).

Sobre essa questão, a socióloga e militante feminista brasileira, Heleieth Saffioti pontuou:

> Ao lado de numerosas discriminações de difícil prova, onde a integridade moral da mulher é testada cotidianamente, figura uma sorte de discriminação proibida por lei no Brasil, assim como num número substancial de países: os diferenciais de salários para homens e mulheres que desempenham funções idênticas. Não se podem alimentar ilusões quanto à eficácia da lei brasileira que proíbe a discriminação salarial entre os representantes dos dois sexos quando no desempenho da mesma função, porque mesmo nos mais avançados países do mundo estes diferenciais de salários existem de maneira até pronunciadas (SAFFIOTI, 1982).

Assim, conforme a Tabela 1, para o Brasil, a renda *per capita* dos homens era, em 2010, apenas 2% superior à das mulheres. Note-se que isso só acontece nas faixas mais ricas da população (20% e 10% mais ricos): a renda *per capita* dos homens chega a ser inferior à das mulheres no caso dos 20% mais pobres das distribuições e é praticamente igual à das mulheres no caso dos quintos intermediários.

Tabela 1: Renda per capita – Total e por faixas da população 2010

	TOTAL	POR QUINTOS					DÉCIMO + RICO
		1	2	3	4	5	
Mulheres	786,21	96,56	244,93	688,62	2493,56	3812,13	
Homens	801,88	94,87	246,21	422,89	2565,70	3951,60	
Homens/Mulheres (%)	102,00	98,30	100,50	100,20	102,90	103,70	

Fonte: FJP/IPEA/PNUD. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2013.

Já os dados de mercado de trabalho mostram uma desigualdade bem maior entre homens e mulheres, no tocante à renda média do trabalho. Considerando-se apenas os adultos – 18 anos ou mais de idade – ocupados, a renda média do trabalho dos homens era, em 2010, 38,8% superior à das mulheres (tabela 2), o que equivale a dizer que a renda

média do trabalho das mulheres ocupadas era 28,0% inferior à dos homens ocupados. Enquanto 11,2% dos ocupados homens tinham rendimento do trabalho superior a 5 salários mínimos, apenas 7,5% das mulheres estavam nessa situação; por outro lado, para 76,1% das mulheres ocupadas esse rendimento era inferior a 2 salários mínimos e, para os homens ocupados, somente 64,7%.

Tabela 2: Renda média dos ocupados e percentual por faixa de renda - 2010 Brasil

	Renda média do trabalho	% dos ocupados com renda do trabalho					
		Nula	até 1 s.m.	até 2 s.m.	até 3 s.m.	até 5 s.m.	>5 s.m.
Mulheres	1059,30	6,7	26,8	76,1	85,4	92,5	7,5
Homens	1470,73	4,7	18,3	64,7	78,9	88,8	11,2
Homens/Mulheres (%)	138,8	70,7	68,3	85,1	92,4	96,0	149,9

Fonte: FJP/IPEA/PNUD. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2013.

Cabe destacar que tal diferença de rendimento do trabalho entre homens e mulheres se observa a despeito do maior grau de escolaridade delas, conforme indica a tabela 3.

Tabela 3: Grau de escolaridade dos ocupados - 2010 Brasil

	Fundamental (%)	Médio (%)	Superior (%)
Mulheres	68,6	52,3	17,,3
Homens	57,6	39,5	10,1
Homens/Mulheres (%)	83,9	75,6	58,6

Fonte: FJP/IPEA/PNUD. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 2013.

Considerando que o cálculo do IDHM é composto pela média geométrica de três subíndices, correspondentes às dimensões de Longevidade, Educação e Renda, e que as mulheres brasileiras apresentam melhores resultados nas duas primeiras dimensões, se comparadas

aos homens brasileiros, verificou-se que a disparidade real entre essas duas populações poderia não ser evidenciada pela estrutura metodológica original do índice.

Em vista das considerações acima, decidiu-se calcular, para homens e mulheres, um índice alternativo ao IDHM Renda obtido a partir do pressuposto de redistribuição da renda dentro do domicílio, que levasse em conta a desigualdade existente entre homens e mulheres no mercado de trabalho. Para a construção desse "IDHM Renda ajustado pela desigualdade no mercado de trabalho", foram utilizadas as fórmulas:

$$\mathbf{IR_{MA} = \{[(1\text{-}Rtrab/Rt/100) * IRM] + [Rtrab/Rt/100 * IRM * (R_{OM}/R_{OT})]\}} \quad (1)$$

$$\mathbf{IR_{HA} = \{[(1\text{-}Rtrab/Rt/100) * IRH] + [Rtrab/Rt/100 * IRH * (R_{OH}/R_{OT})]\}} \quad (2)$$

Onde:

IR_{MA} e IR_{HA} = IDHM Renda ajustado pela desigualdade no mercado de trabalho para mulheres e homens, respectivamente;

IR_{M} e IR_{H} = IDHM Renda calculado a partir do pressuposto de redistribuição da renda dentro do domicílio, para mulheres e homens, respectivamente;

Rtrab/Rt = percentual da renda total da região (município, RM, etc) proveniente do trabalho.

R_{OM}/R_{OT} = renda média do trabalho das mulheres de 18 anos ou mais ocupadas em relação à renda média do trabalho dos ocupados (homens e mulheres);

R_{OH}/R_{OT} = renda média do trabalho dos homens de 18 anos ou mais ocupados em relação à renda média do trabalho dos ocupados (homens e mulheres).

Pela fórmula (1) acima, é aplicado um fator de ajuste (R_{OM}/R_{OT}) ao IDHM Renda das mulheres, mas apenas a uma parte de seu valor,

correspondente ao percentual da renda total da região que provém do trabalho, o que reflete o pressuposto de que, para as rendas não provenientes do trabalho, não há desigualdade de renda intradomiciliar. Assim, quanto maior a participação dessas rendas na renda total da região, mais o índice ajustado se aproxima do índice não ajustado.

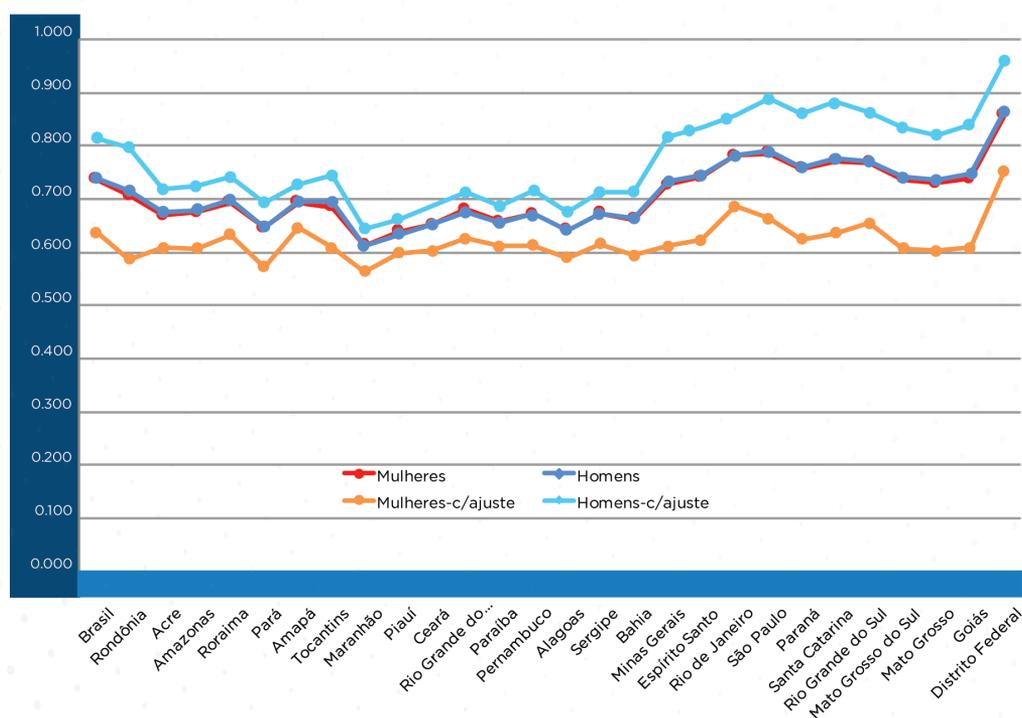
A tabela 4 e o gráfico 1 mostram os resultados obtidos, para o Brasil e suas unidades federativas e para o ano de 2010, do IDHM Renda dos homens de das mulheres, com e sem o ajuste proposto.

TABELA 4: IDHM-RENDA DAS MULHERES E DOS HOMENS - SEM AJUSTE E COM AJUSTE - 2010

UFS	IDHM_R Mulheres		IDHM_R Homens		IDHM_R Mulheres / Homens (%)	
	S/Ajuste	C/Ajuste	S/Ajuste	C/Ajuste	S/Ajuste	C/ Ajuste
Brasil	0.737	0.637	0.740	0.814	-0.4	-21.8
Rondônia	0.706	0.586	0.717	0.796	-1.5	-26.3
Acre	0.669	0.608	0.674	0.717	-0.7	-15.2
Amazonas	0.675	0.607	0.679	0.725	-0.6	-16.3
Roraima	0.693	0.633	0.698	0.742	-0.7	-14.7
Pará	0.646	0.572	0.646	0.692	0.0	-17.3
Amapá	0.693	0.646	0.695	0.729	-0.3	-11.4
Tocantins	0.685	0.609	0.695	0.746	-1.4	-18.4
Maranhão	0.612	0.563	0.612	0.644	0.0	-12.5
Piauí	0.638	0.598	0.632	0.659	0.9	-9.4
Ceará	0.652	0.602	0.651	0.686	0.2	-12.2
Rio Grande do Norte	0.681	0.626	0.676	0.712	0.7	-12.1
Paraíba	0.657	0.611	0.655	0.686	0.3	-11.0
Pernambuco	0.672	0.612	0.673	0.715	-0.1	-14.4
Alagoas	0.642	0.590	0.641	0.676	0.2	-12.7
Sergipe	0.673	0.615	0.671	0.712	0.3	-13.6
Bahia	0.662	0.593	0.665	0.714	-0.5	-16.9
Minas Gerais	0.726	0.611	0.733	0.818	-1.0	-25.2
Espírito Santo	0.741	0.623	0.745	0.833	-0.5	-25.2
Rio de Janeiro	0.781	0.686	0.783	0.857	-0.3	-20.0
São Paulo	0.786	0.663	0.792	0.888	-0.8	-25.3
Paraná	0.756	0.625	0.759	0.860	-0.4	-27.4
Santa Catarina	0.771	0.636	0.775	0.883	-0.5	-28.0
Rio Grande do Sul	0.768	0.654	0.770	0.862	-0.3	-24.1
Mato Grosso do Sul	0.737	0.607	0.743	0.835	-0.8	-27.3
Mato Grosso	0.729	0.602	0.736	0.819	-1.0	-26.4
Goiás	0.738	0.608	0.746	0.839	-1.1	-27.6
Distrito Federal	0.858	0.752	0.867	0.961	-1.0	-21.7

Considerando-se o país como um todo, verifica-se que: a) a renda média do trabalho das mulheres ocupadas é 28,0% inferior à dos homens ocupados (18 anos ou mais); b) o IDHM-Renda das mulheres, quando ajustado pela desigualdade no mercado de trabalho, é 21,8%

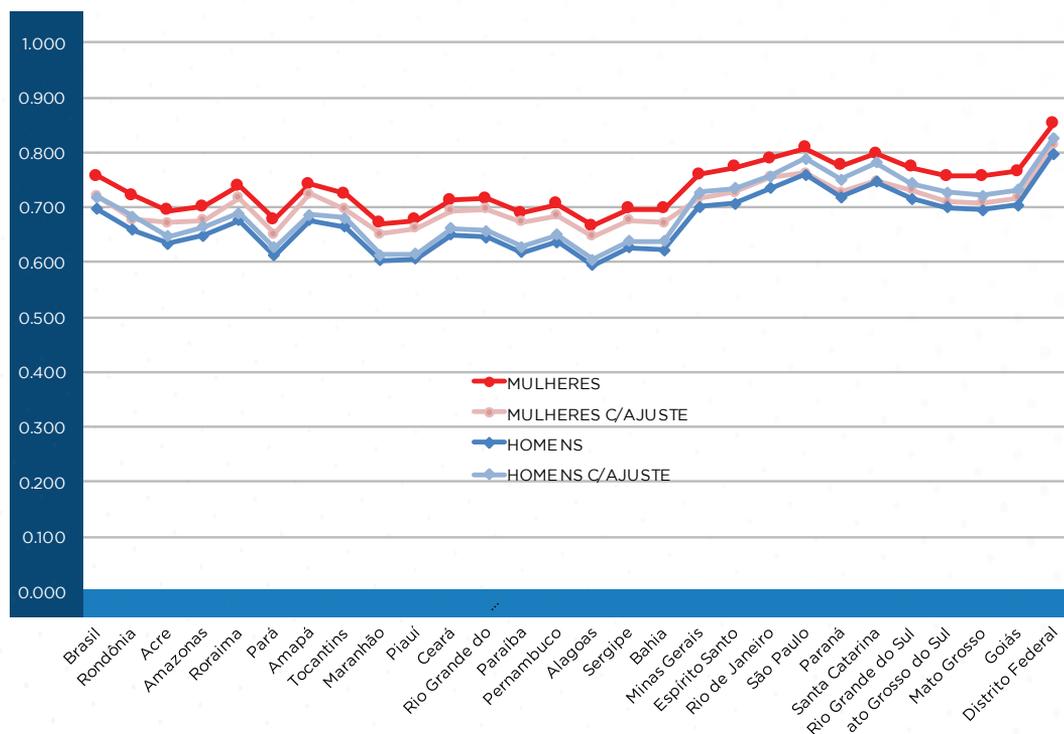
inferior ao dos homens; c) o IDHM-Renda das mulheres, quando calculado sem ajuste e de acordo com o pressuposto de redistribuição da renda entre os membros do domicílio, é apenas 0,4% inferior ao dos homens. Com o ajustamento pela desigualdade no mercado de trabalho, o IDHM-Renda das mulheres passa a ser inferior ao dos homens em todas as unidades da federação, variando de -9,4%, no Piauí, a -27,6%, em Goiás.

GRÁFICO 1: IDHM-Renda por sexo, com ajuste e sem ajuste Brasil e UFs - 2010

O impacto no índice geral – IDHM das mulheres e dos homens – decorrente do ajuste reWalizado no IDHM Renda pode ser visto na tabela 5 e no gráfico 2, para o Brasil e Unidades da Federação, no ano de 2010.

No país como um todo, o IDHM das mulheres e dos homens fica praticamente igual; nos estados das regiões Norte e Nordeste (à exceção de Rondônia), o índice das mulheres permanece superior ao dos homens, embora em grau menor; e, nos demais estados, o IDHM das mulheres passa a ser ligeiramente inferior ao dos homens.

TABELA 5: IDHM DAS MULHERES E DOS HOMENS - SEM AJUSTE E COM AJUSTE - 2010

UFS	IDHM - Mulheres		IDHM - Homens		IDHM Mulheres / Homens (%)	
	S/Ajuste	C/Ajuste	S/Ajuste	C/Ajuste	S/Ajuste	C/ Ajuste
Brasil	0.756	0.720	0.696	0.719	8.6	0.1
Rondônia	0.721	0.677	0.659	0.683	9.4	-0.9
Acre	0.694	0.672	0.634	0.647	9.5	3.9
Amazonas	0.701	0.676	0.649	0.664	8.0	1.8
Roraima	0.739	0.717	0.676	0.690	9.3	3.9
Pará	0.678	0.651	0.612	0.627	10.8	3.8
Amapá	0.742	0.724	0.676	0.687	9.8	5.4
Tocantins	0.724	0.696	0.664	0.680	9.0	2.4
Maranhão	0.670	0.652	0.603	0.613	11.1	6.4
Piauí	0.676	0.662	0.606	0.615	11.6	7.6
Ceará	0.713	0.694	0.650	0.661	9.7	5.0
Rio Grande do Norte	0.716	0.696	0.646	0.658	10.8	5.8
Paraíba	0.690	0.674	0.618	0.628	11.7	7.3
Pernambuco	0.706	0.685	0.637	0.650	10.8	5.4
Alagoas	0.666	0.647	0.594	0.605	12.1	6.9
Sergipe	0.697	0.676	0.627	0.639	11.2	5.8
Bahia	0.697	0.672	0.623	0.638	11.9	5.3
Minas Gerais	0.759	0.717	0.701	0.727	8.3	-1.4
Espírito Santo	0.772	0.728	0.707	0.734	9.2	-0.8
Rio de Janeiro	0.789	0.755	0.734	0.757	7.5	-0.3
São Paulo	0.807	0.762	0.759	0.789	6.3	-3.4
Paraná	0.776	0.728	0.719	0.750	7.9	-2.9
Santa Catarina	0.798	0.748	0.747	0.781	6.8	-4.2
Rio Grande do Sul	0.772	0.732	0.716	0.743	7.8	-1.5
Mato Grosso do Sul	0.757	0.710	0.700	0.727	8.1	-2.3
Mato Grosso	0.756	0.709	0.695	0.721	8.8	-1.7
Goiás	0.765	0.717	0.704	0.732	8.7	-2.0
Distrito Federal	0.851	0.814	0.797	0.825	6.8	-1.3

GRÁFICO 2: IDHM por sexo, com ajuste e sem ajuste Brasil e UFs - 2010

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABRAMO, Laís. **Perspectiva de Gênero e Raça nas Políticas Públicas**. Nota Técnica. Mercado e Trabalho. Brasília: IPEA, nov., 2004.

AGUILAR, Paula Lucía. La feminización de la pobreza: conceptualizaciones actuales y potencialidades analíticas. In: **Revista Katál**. Florianópolis, v. 14, n.1, p. 126-133, jan./jun., 2011.

ALVES, José Eustáquio Diniz. CORRÊA, Sônia. Igualdade e Desigualdade de Gênero no Brasil: um panorama preliminar, 15 anos depois do Cairo. In: **Brasil, 15 anos após a Conferência do Cairo**. ABEP; UNFPA-Campinas, p. 121-224, 2009.

COSTA, Ana Alice Alcantara. SARDENBERG, Cecilia; A transversalização de Gênero e Raça no Plano Nacional de Qualificação: análise crítica e diretrizes. In: **Ser Social** (UnB), v. 10, p. 101-138, 2008.

COSTA, Joana Simões et al. **A face feminina da pobreza: sobre-representação e feminização da pobreza no Brasil**. Repositório do Conhecimento do IPEA. TD 1137. Disponível em http://hdl.handle.net/11058/1649, nov., 2005.

FARAH, Marta Ferreira Santos. Gênero e Políticas Públicas. In: **Estudos Feministas**. Florianópolis, n. 12, p. 47-71, jan-abr, 2004.

FOUCAULT, Michel. **Vigiar e Punir: história da violência nas prisões**. 29 ed., Petrópolis: Vozes, 2004.

HEILBORN, Maria Luiza. De que gênero estamos falando? In: **Sexualidade, Gênero e Sociedade**, ano 1, n. 2, Rio de Janeiro: CEPESC/IMS/UERJ, 1994.

MEYER, Dagmar Estermann. Teorias e Políticas de Gênero: fragmentos históricos e desafios atuais. In: **Revista Brasileira de Enfermagem**. n. 57, p. 13-18, Brasília, jan/fev, 2004.

PIMENTEL, Silvia Carlos da Silva. A Convenção CEDAW - O Comitê CEDAW Instrumento e mecanismo da ONU em prol dos direitos humanos. In: **Autonomia Econômica e Empoderamento da Mulher.** Brasília: Fundação Alexandre Gusmão, 2011.

PNUD. Human Development Report 2015: Work for Human Development. New York: UNDP, 2015.

______. Human Development Report 2016: Human Development for Everyone. New York: UNDP, 2016.

SAFFIOTI, Heleieth. O trabalho da mulher no Brasil. **Revista Perspectivas**. Universidade Estadual Paulista, v.5, p. 115-135, São Paulo, 1982.

SARDENBERG, Cecilia. **Conceituando "Empoderamento" na Perspectiva Feminista**. Repositório Institucional da Universidade Federal da Bahia. Disponível em http://repositorio.ufba.br/ri/handle/ri/6848, 2006.

SOARES, Sergei S. D. **O Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho Homens Negros, Mulheres Brancas e Mulheres Negras.** Texto para Discussão n. 769. Brasília: IPEA, 2000.

SCOTT, Joan. Gênero: uma categoria útil de análise histórica. In: **Educação e Realidade**, v. 20, n. 2, Porto Alegre, jul./dez., 1995.

ANEXO 4

NOTA METODOLÓGICA SOBRE A DESAGREGAÇÃO DE DADOS SOCIOECONÔMICOS POR SITUAÇÃO DE DOMICÍLIO

RESUMO

O texto que ora se apresenta busca proporcionar, ainda que de maneira concisa, um debate teórico sobre as concepções do urbano e do rural no Brasil, a fim de instigar análises reflexivas e provocar o questionamento sobre a normatização vigente no país até os dias atuais. A definição de urbano e, por conseguinte, a do rural, adotada no Brasil remete-se ao início do século XX e, como será mostrado, encontra-se ultrapassada. As transformações vivenciadas nas áreas urbanas e rurais, sobretudo nas últimas décadas, trazem à tona a necessidade de redefinição de seus conceitos para que seja possível captar a diversidade e a realidade desses espaços de forma fidedigna.

O Urbano e o Rural no Brasil: Concepções teóricas sob uma nova perspectiva de análise

O debate conceitual sobre o rural e urbano na contemporaneidade revela olhares interpretativos diversos alicerçados em distintas correntes de pensamento. Tradicionalmente, há sempre uma tendência em compreender o rural como resquício ou ainda extensão do urbano sem considerar as particularidades do modo de vida do campo e da cidade. Nestes termos, o desenvolvimento do campo se daria, segundo Martins (1981), exclusivamente nos moldes da cidade.

A definição tradicional de urbano está relacionada à concentração de pessoas e edificações num determinado espaço, onde as principais atividades econômicas estão ligadas aos setores secundário e terciário. Nesta perspectiva, o rural caracteriza-se pela baixa densidade demográfica e predominância de atividades agropecuárias (IPARDES, 1983). Essas definições dão uma ideia de dicotomia entre o rural e urbano instituindo-os como espaços sociais descontínuos, porém numa relação de subordinação do campo em relação à cidade. Para esta concepção a cidade é entendida como lugar de prosperidade econômica e social, o campo como lócus de atraso e até mesmo de obstáculo ao desenvolvimento econômico.

Sorokin, Zimmerman e Galpin (1981) compreendem essa dicotomia como uma inevitável consequência do processo de urbanização elencando nove variáveis fundamentais que diferenciariam o mundo urbano do rural em qualquer lugar e tempo: ocupação, meio ambiente, tamanho populacional, densidade populacional, homogeneidade e heterogeneidade dos habitantes, estratificação e complexidade social, mobilidade social, direção dos fluxos migratórios e sistema de integração social. Não obstante, sabe-se que essa dicotomia não tem mais sentido nos dias atuais. O que se restringia à uma simples troca de alimentos por serviços,

atualmente caracteriza-se por relações complexas que envolvem interdependência e complementariedade. Portanto, as concepções sobre campo e cidade ou a compreensão dos processos engendrados que caracterizam o urbano e rural possuem ampla discussão nas diversas áreas do conhecimento, considerando as características espaciais particulares de cada espaço, dando evidência as relações sociais peculiares. Santos (2001) entende que a consolidação do meio técnico-científico-informacional dos anos 1970 é resultado dos avanços da tecnologia e de sua irradiação no espaço geográfico e a dinâmica entre sociedade e espaço ganha complexidade, ao ponto de ser cada vez mais difícil fazer uma separação entre o que é rural do que é urbano de modo geral.

De fato, a estagnação econômica e o esvaziamento populacional eram hipóteses recorrentes sobre o futuro do rural no Brasil, sobretudo neste período, quando o Censo Demográfico de 1980 mostrou, pela primeira vez, a redução absoluta da população rural no decênio de 1970-1980 (MATOS et al, 2004). No entanto, as décadas seguintes foram marcadas por profundas transformações no campo, contrariando a ideia da superação e desaparecimento do rural com o processo de desenvolvimento econômico.

O crescimento demográfico entre as décadas de 1940 e 1980, acompanhado pelo êxodo rural, a ocupação desordenada das áreas ao redor das cidades, a expulsão, pelo mercado imobiliário, de população dos núcleos urbanos consolidados e a formação acelerada de periferias em áreas distantes, mas circundantes dos grandes centros, constituíram-se em importantes insumos para se repensar o processo de formação territorial do Brasil. Somam-se a isso as novas formas de produção e sobrevivência no campo (pluriatividade), a aceleração da mecanização e industrialização da agricultura, a preocupação ambiental e a ampliação do papel do rural como moradia e local de lazer (DELGADO et al, 2014).Para Abramovay (2000), a ruralidade, assim como a noção de urbano, possui um conceito de natureza territorial e não setorial. Segundo este mesmo autor, na literatura internacional existe um consenso em torno de três pontos fundamentais sobre o espaço rural: a relação com a natureza; a importância das áreas não densamente povoadas; e a dependência do sistema urbano. Quanto à relativa dispersão populacional, Abramovay ressalta a concepção da FAO/

SDA (1998) que define áreas rurais como o espaço onde "as pessoas, a terra e outros recursos localizados em campo aberto e pequenas cidades (small towns)" estão "fora da influência direta das grandes cidades (large cities)" (ABRAMOVAY, 2000, p.10). No que se refere à relação com as cidades, o autor reconhece a importância das áreas com baixa densidade demográfica e a nítida dependência econômica entre essas áreas e as cidades. Tomando por referência Castles (1987), o autor destaca que "não é uma coincidência que as áreas rurais mais prósperas tenham estreitos laços econômicos com outras partes do mundo e com grandes centros urbanos" (CASTLES apud ABRAMOVAY, 2000, p. 13).

Vários autores também ressaltam a necessidade de revisão da concepção do urbano e do rural no Brasil e a adoção de critérios estruturais e funcionais para isso, tais como, a localização, o número de habitantes, de eleitores, de domicílios, a densidade demográfica e a existência de serviços indispensáveis (IPARDES, 1983; ABRAMOVAY, 2000; VEIGA, 2004; REIS, 2006; DELGADO, 2014). Essa revisão é necessária para embasar de forma mais efetiva ações relativas ao ordenamento do uso do solo e o atendimento das necessidades da população.

Por outro lado, definir normativamente estes espaços vai depender dos marcos legais adotados em cada lugar. Abramovay (2003) explica que, em vários países, o patamar populacional é o que vai definir, de acordo com o número de pessoas em uma aglomeração, se o espaço é rural ou urbano. No caso brasileiro, Pinto (2014) diz que "uma das dificuldades em realizar a distinção nas delimitações entre o rural e o urbano, em especial no caso do Brasil, é justamente a normatização que o país utiliza como metodologia para definir a contagem da população urbana e rural" (PINTO, 2014, p. 18).

A definição de rural e urbano adotada ainda hoje no Brasil remete-se, em termos de legislação, à primeira metade do século XX. Sua delimitação é administrativa, definida por lei municipal, fundamentada no Decreto Lei nº 311 de 1938, e influenciada muito mais pelo poder da arrecadação (impostos territoriais) do que pelas características geográficas, sociais, econômicas e culturais da região (ABRAMOVAY, 2000).

O Decreto nº 311 originou-se da Convenção Nacional de Estatística, que ocorreu em 1936 na cidade do Rio de Janeiro, quando o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) preconizou a organização do território brasileiro para o Recenseamento Geral de 1940 (IPARDES, 1983). Apesar de ter estabelecido critérios mínimos de dimensão do aglomerado para as futuras sedes municipais (30 moradias para vilas e 200 moradias para as cidades), o Decreto abriu exceção para localidades que na época representavam o centro de municípios ou de distritos já estabelecidos, elevando à condição urbana localidades muito pequenas, que não correspondiam nem a povoados, ou seja, equiparou em uma mesma condição administrativa todas as sedes municipais, independentemente do tamanho populacional delas. O Decreto Lei nº 311, além da homogeneização dos municípios, exigia também a delimitação das áreas urbanas e suburbanas das sedes municipais e distritais e a obrigatoriedade de planta para a demarcação de novas sedes. A Resolução nº 3 de 29 de março de 1938 estabeleceu as normas para as plantas e para a demarcação das áreas urbanas e suburbanas dos municípios.

> Art. 8°. – A delimitação do quadro urbano das sedes, quer municipal, quer distrital, consistirá na descrição simples e clara de uma linha, facilmente identificável no terreno, envolvendo o centro de maior concentração predial, no qual, em via de regra, se localizam os principais edifícios públicos e mais intensamente se manifesta a vida comercial, financeira e social da sede e onde, em muitos casos, há incidência de impostos especiais, como, por exemplo, o de décima urbana.

> Art. 9°. – A delimitação do quadro suburbano das sedes, quer municipal, quer distrital, consistirá na descrição simples e clara de uma linha, também facilmente reconhecível no terreno, abrangendo uma área que circunde, com largura variável, o quadro urbano, área dentro da qual já se esteja processando a expansão da zona urbana da sede ou que, por suas condições topográficas favoráveis, esteja naturalmente destinada a essa expansão. A linha de contorno do quadro suburbano deve circunscrever o mais rigorosamente possível a área que corresponde, realmente, à expansão atual ou próxima do centro urbano, sendo vedado delimitar-se, qualquer que seja o pretexto para isso invocado, mesmo a título de regularização de forma, um perímetro suburbano que se afaste, em distância e em conformação, da área de expansão acima referida (IBGE, 1940, p.398).

Embora os municípios tenham cumprido de forma bastante criteriosa essa norma, a autonomia conferida aos Estados, pela Constituição Federal de 1946, permitiu a adoção de parâmetros diferenciados na definição dos perímetros urbanos e suburbanos.

Após a Constituição de 1946, os Estados recuperaram o direito de dispor sobre suas organizações administrativas e até 1967, quando da publicação da Lei Complementar nº 1/1967, o número de municípios no Brasil passou de 1.894 para 3.951 (IPARDES, 1983, p.27). Tal expansão deveu-se a diferentes fatores: expansão da ocupação com o avanço da fronteira agrícola; desdobramento de municípios devido ao surgimento de novos núcleos urbanos em áreas de povoamento consolidado; e interesse dos Estados para conseguirem mais recursos da União. Neste último caso, principalmente, a expansão do número de municípios ocorreu em áreas sem dinamismo econômico, obedecendo somente a critérios políticos. Embora a Lei Complementar de 1967 tenha retomado o critério de 200 domicílios para as sedes municipais, conforme estabelecido no Decreto Lei de 1938, a situação dos municípios já existentes permaneceu a mesma.

Ademais, novos municípios e distritos foram criados, sobretudo em áreas de povoados rurais, de ocupação pioneira, sem qualquer tipo de infraestrutura, apenas porque representavam núcleos de população aglomerada.

De fato, no Brasil, diferentemente de outros países, a combinação de critérios funcionais e estruturais para definir cidade (áreas urbanas) e, por exclusão, áreas rurais, não existe. Conforme Veiga (2004), desde 1938, o critério administrativo prevalece sobre os demais critérios e infla o número de municípios no país. O que deveria ser considerado somente um povoado, haja vista sua localização, número de habitantes, de eleitores, de moradias, densidade demográfica e serviços e equipamentos necessários à urbe, é elevado à condição de cidade. Nas palavras do autor "o Brasil se distingue mundialmente por considerar como cidades até vilarejos onde não há sequer três escolas. Onde nem existe cinema, teatro, centro cultural, ou transporte coletivo. Onde a urbe é reles ficção" (VEIGA, 2004, p.29).

O Código Tributário Nacional (Lei n.5172/1966) regulamentou a incidência do Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU) e contribuiu para a ampliação dos perímetros urbanos dos municípios, mesmo que estes não cumprissem com os requisitos mínimos, quais eram: existência de pelo menos dois dos serviços de calçamento com galeria de águas pluviais, abastecimento de água, rede de esgotamento sanitário e rede de iluminação elétrica ou a existência de um deles e de uma escola ou posto de saúde a menos de 3km de distância.

Atualmente a discussão sobre os critérios utilizados para a definição das populações urbanas e rurais no Brasil ganhou força após a publicação do livro "Cidades Imaginárias: O Brasil é menos urbano do que se calcula" por José Eli da Veiga (2002). O autor ressalta que não existe país no mundo que possua mais cidades (sedes) que o Brasil. Em 1991, o Brasil contava com 4.491 municípios, em 2000, com 5.507 e em 2010, 5.565 municípios, crescimento de 23,9% em duas décadas[1] . Em 2010, o menor município brasileiro, Borá, localizava-se no estado de São Paulo e possuía 805 habitantes: 77,8% residindo na área urbana (IBGE, 2010). Veiga (2002) complementa afirmando que:

1 Com as recentes emancipações temos, atualmente, 5.570 municípios.

O entendimento do processo de urbanização do Brasil é atrapalhado por uma regra muito peculiar, que é a única no mundo. Este país considera urbana toda a sede de município (cidade) e de distrito (vila), sejam quais forem suas características. O caso extremo é no Rio Grande do Sul, onde a sede do município de União da Serra é uma “cidade” na qual o Censo Demográfico de 2000 só encontrou 18 habitantes. Nada grave se fosse extravagante exceção. (VEIGA, 2002, p. 31 e 32)

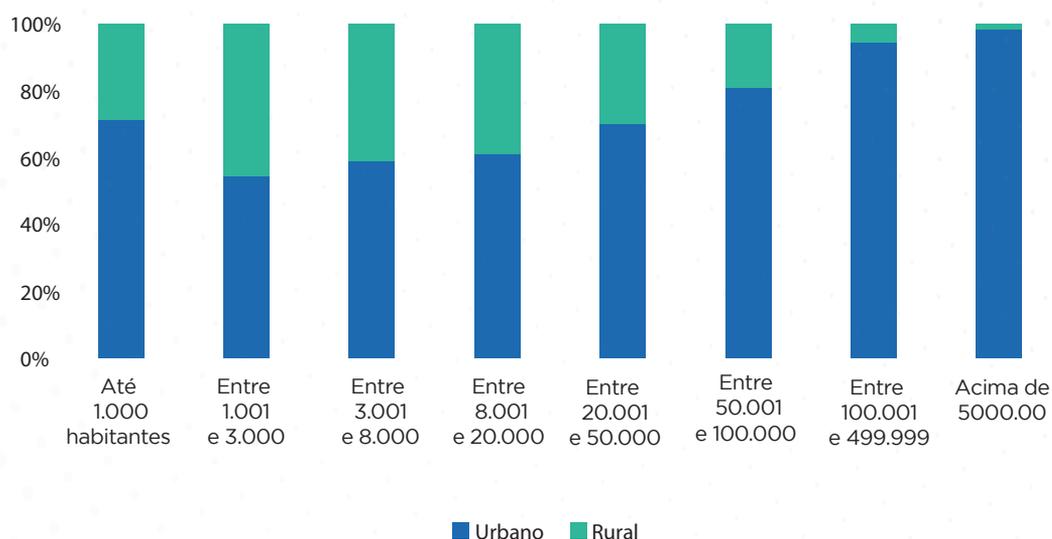
Observa-se na Tabela 1 que, em 2010, nem 10% dos municípios brasileiros contava com população superior a 3.000 habitantes e que grande parte dos municípios possuía até 20.000 habitantes, ou seja, a grande maioria dos municípios brasileiros era de pequeno porte.

Tabela 1. Brasil: número absoluto e relativo de municípios, por porte populacional, 2010

PORTE POPULACIONAL	MUNICÍPIOS	
	N. ABS.	%
Até 1.000 habitantes	2	0,04
Entre 1.001 e 3.000	503	9,04
Entre 3.001 e 8.000	1.674	30,08
Entre 8.001 e 20.000	1.735	31,18
Entre 20.001 e 50.000	1.043	18,74
Entre 50.001 e 100.000	325	5,84
Entre 100.001 e 500.000	245	4,40
Acima de 500.001	38	0,68
Total	**5.565**	**100,00**

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010.

Não obstante o número elevado de pequenos municípios com até 20.000 habitantes, os dados do Censo de 2010 mostram que 84,5% da população brasileira residia em espaços urbanos, no ano de 2010, fato que soa inverossímil, haja vista que muitas áreas de pequenos municípios denominadas urbanas poderiam ser designadas povoados rurais. O Gráfico 1 mostra que entre os diferentes portes populacionais dos municípios, a proporção de habitantes no meio urbano era predominante.

Gráfico 1. Brasil: distribuição relativa da população do Brasil, por situação de domicílio e porte populacional, 2010

Fonte: IBGE, Censo Demográfico 2010.

Bernadelli (2006) salienta que "após a Constituição de 1988, houve uma 'corrida emancipatória', originando 1381 novos municípios". Ainda segundo a autora, o Rio Grande do Sul foi o estado que mais "criou" municípios no Brasil com 253 em 13 anos (de 1987 a 2000). No mesmo texto, Bernadelli comenta também que o marco legal utilizado pelo Brasil proporciona critérios duvidosos para a emancipação de municípios, muitas vezes obedecendo tão somente interesses políticos e tributários. Entre as justificativas utilizadas para a transformação de distritos em municípios,

na grande maioria dos casos, é a de que o município-sede não atende (ou quando atende é de forma precária) à população residente nestes distritos.

É claro que considerar somente o número de domicílios para classificar uma região em urbana ou rural é um critério bastante reducionista, mas vale lembrar que tal proposta data do início do século XX e que, desde então, não houve no país nenhuma outra legislação que a revogasse.

Definir o urbano e o rural de forma estática tornou-se impossível, mas ao mesmo tempo, estabelecer limites para dinâmicas tão complexas e mutáveis, não é tarefa trivial. O conceito de urbano e rural adotado pelo IBGE é normativo, definido pela lei dos municípios, e na ausência ou desatualização desta, o órgão lança mão de imagens, cartografia e observações de campo para definir o perímetro urbano (PERA e BUENO, 2016).

Segundo IBGE (2011), os domicílios urbanos localizam-se em áreas internas ao perímetro urbano de uma cidade ou vila, definido por lei municipal. As áreas urbanas são classificadas em área urbanizada, área não urbanizada e área urbana isolada. Os domicílios rurais são aqueles localizados nas áreas externas aos perímetros urbanos, inclusive nos aglomerados rurais de extensão urbana, povoados, núcleos e outros aglomerados. No entanto, conforme dito anteriormente, tal definição não expressa a realidade e a diversidade desses espaços. Os técnicos do IBGE, cientes das inadequações conceituais de urbano e rural, introduzem, a cada censo demográfico, variáveis inéditas que possibilitam o recorte das categorias urbano e rural e, de certa forma, possam retratar de melhor maneira as nuances de cada região (MATOS et al, 2004). De acordo com os critérios do Censo Demográfico de 2010, os setores censitários podem ser agregados em oito subáreas: três subáreas para a situação urbana e cinco para a situação rural (Quadro 1).

Quadro 1: Descrição e classificação dos setores censitários do IBGE quanto à situação do domicílio (urbano e rural)

CÓDIGO DO SETOR	CLASSIFICAÇÃO DO SETOR	DESCRIÇÃO
SITUAÇÃO URBANA		
1	Área urbanizada de cidade ou vila	Áreas legalmente definidas como urbanas e caracterizadas por construções, arruamentos e intensa ocupação humana; áreas afetadas por transformações decorrentes do desenvolvimento urbano e aquelas reservadas à expansão urbana.
2	Área não-urbanizada de cidade ou vila	Áreas legalmente definidas como urbanas, mas caracterizadas por ocupação predominantemente de caráter rural.
3	Área urbana isolada	Áreas definidas por lei municipal e separadas da sede municipal ou distrital por área rural ou por outro limite legal.
SITUAÇÃO RURAL		
4	Aglomerado rural de extensão urbana	Localidade que tem as características definidoras de Aglomerado Rural e está localizada a menos de 1 Km de distância da área urbana de uma Cidade ou Vila. Constitui simples extensão da área urbana legalmente definida.
5	Aglomerado rural Isolado – povoado	Localidade rural isolada sem caráter privado ou empresarial, não vinculada a um único proprietário do solo. Caracterizado pela existência de serviços para atender aos moradores do próprio aglomerado ou de áreas rurais próximas.
6	Aglomerado rural Isolado – núcleo	Localidade que tem a característica definidora de Aglomerado Rural Isolado e possui caráter privado ou empresarial, estando vinculado a um único proprietário do solo (empresas agrícolas, indústrias, usinas, etc.).
7	Aglomerado rural Isolado - outros Aglomerados	Outros tipos de aglomerados rurais, que não dispõem, no todo ou em parte, dos serviços ou equipamentos definidores dos povoados, e que não estão vinculados a um único proprietário (empresa agrícola, indústria, usina etc.).
8	Zona rural, exclusive. Aglomerado rural	Área externa ao perímetro urbano, exclusive as áreas de aglomerado rural.

Fonte: IBGE. Documentação do Censo Demográfico de 2010.

As tentativas do IBGE em oferecer uma subdivisão dos subespaços municipais dentro e fora dos perímetros urbano permitem a análise da realidade territorial brasileira de forma mais completa. No entanto, verifica-se que tal subdivisão continua a orientar a leitura do espaço em apenas duas categorias – o urbano e o rural (PERA e BUENO, 2016). Essas mesmas autoras, ao combinarem a espacialização das oito categorias para a Região Metropolitana de Campinas com as informações acerca do método para classificar a área de apuração e/ou setor censitário (informado pelo IBGE), verificaram a possibilidade do reagrupamento das oito categorias em três grupos, rompendo com o padrão de território bipartido. Neste caso, o espaço urbano seria representado pelo número 1 (área urbanizada de cidade ou vila); o espaço rural pelo agrupamento dos setores 5, 6, 7 e 8 (aglomerado rural isolado – povoado; aglomerado rural isolado – núcleo; aglomerado rural isolado – outros e; zona rural, exclusive aglomerados rurais, respectivamente) e o espaço para além da dicotomia pelos números 2, 3 e 4 (área não urbanizada de vila ou cidade; área urbana isolada e área rural de extensão urbana, respectivamente).

A despeito disso, Pera e Bueno (2016) destacam que essa nova estruturação não deve ser realizada de forma isolada, isto é, deve ser combinada com imagens e bases cartográficas. As autoras identificaram em seu estudo que a categoria 1 (áreas urbanizadas de cidade ou vila), por exemplo, mascarou informações de vazios urbanos que não foram classificados na categoria 2 (área urbanizada de cidade ou vila). O IBGE só cadastra a área 2 na base territorial mediante a existência de lei municipal. Na ausência de legislação, o órgão de pesquisa não classifica setores na categoria 2 - fato que ocorre em 1/5 dos municípios brasileiros (PERA e BUENO, 2016, p. 726). Matos et al (2004) também utilizaram essa subdivisão para analisar as características da população economicamente ativa de Minas Gerais, em 2000, e concluíram que, no caso do estado e de suas áreas rurais (categorias 4, 5, 6, 7 e 8), tal subdivisão não se mostrou eficaz. Neste estudo, a categoria 8 coincidiu com a definição de rural estabelecida no início do século XX e o setor 5 mostrou-se relevante nos municípios onde há maiores povoados rurais que, “em um novo surto de fragmentações territoriais, tenderiam a pleitear o status de sede de um novo município alçando à condição de cidade - como define a lei de 1938 – com

todas as prerrogativas legais que essa categoria encerra" (MATOS et al, 2004, p.16). As demais categorias de situação rural (4, 6 e 7) foram inexpressivas numericamente.

Como se vê, o debate teórico e a categorização empírica do que seja urbano e rural no Brasil revela que a complexidade da realidade instaurada pela interdependência e complementariedade entre os espaços urbanos e rurais não permite um recorte espacial perfeito, mas deixa claro que um recorte espacial bipartido é insuficiente e inadequado para captar tamanha diversidade. Para fins de planejamento e formulação de políticas de desenvolvimento é coerente a realização de algumas subdivisões do território que possibilitem, de maneira prática, análises alternativas.

Entende-se que, diante da aproximação dos termos rural e urbano, estas classificações ganham um sentido secundário para as análises em que as inter-relações são necessárias, porém, ao mesmo tempo é importante destacar que existe uma definição formal para ambos os termos e que, em muitos casos, sobretudo no Brasil, tal perspectiva pode ser interpretada de forma errônea para o reconhecimento do que é rural ou urbano a partir da definição de cidade e campo utilizada no país.

A reflexão apresentada aqui, ganha significado quando observamos a existência de uma normatização datada da primeira metade do século XX que não representa mais a realidade social e espacial do país. É importante ressaltar a necessidade de se repensar a nova dinâmica das relações entre o rural e o urbano e traduzi-las de forma representativa, ainda que a dualidade entre estas categorias espaciais permaneça em números oficiais.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ABRAMOVAY, R. Funções e medidas da ruralidade no desenvolvimento contemporâneo. Texto para Discussão do IPEA nº 702, 2000.

ABRAMOVAY, R. **O futuro das regiões rurais.** Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2003.

BERNARDELLI, M. L. F. H.. **Contribuição ao debate sobre o urbano e o rural**. In: Maria Encarnação Beltrão Sposito; Arthur Magon Whitacker. (Org.). Cidade e campo: relações e contradições entre urbano e rural. 1ed.São Paulo: Expressão Popular, 2006, v. 1, p. 33-52.

BISPO, C.L.S. e MENDES, E.P.P. O rural e o urbano brasileiro: definições em debate. In: **Anais...** XVI Encontro Nacional dos Geógrafos. Porto Alegre, ENG, 2010.

CASTLES, E.N. Policy options for rural development in a restructured rural economy: na international perspective. In: SUMMER, G.F. et al. Agriculture and beyond: rural economic development. Madison: University of Wisconsin College of Agricultural and Life Sciences, 1987.

DELGADO, N. G. et al. Tipologias de ruralidades em agências multilaterais e organismos internacionais selecionais. In: MIRANDA, C.; SILVA, E. (Orgs.). Concepções da ruralidade contemporânea - as singularidades brasileiras. Brasília: IICA, 2014. [Série Desenvolvimento Rural Sustentável n. 21].

FAO/DAS. Programo n rural indicators, 1998, mimeo.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Divisão Territorial dos Estados Unidos do Brasil. Rio de janeiro, 1940.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Censo Demográfico 2010. Resultados Preliminares do Universo. Rio de Janeiro, 2011.

INSTITUTO PARANAENSE DE DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL (IPARDES). Redefinição do conceito de urbano e rural. 1983. Disponível em: http://www.ipardes.gov.br/biblioteca/docs/redefinicao_urbano_rural_12_83.pdf> Acesso em: 12 Jan. 2017.

MARTINS, José de Souza (Org.). **Introdução crítica à sociologia rural**. São Paulo: Hucitec, 1981.

MATOS, R.; SATHLER, D.; UMBELINO, G. Urbano influente e rural não agrícola em Minas Gerais. In: **Anais...** XI Seminário sobre a Economia Mineira. Diamantina, 2004.

PERA, C. K. L. e BUENO, L. M. de M. Revendo o uso de dados do IBGE para pesquisa e planejamento territorial: reflexões quanto à classificação da situação urbana e rural. **Cad. Metrop. [online].** 2016, v.18, n.37 pp.722-742. Disponível em: http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2236999620160003 00722&lng=en&nrm=iso. Acesso em: 18 Jan. 2017.

PINTO, C. V. S.. **URBANIZAÇÃO E RURALIDADE: Concepções teóricas na perspectiva da reprodução da agricultura no espaço urbano de Pelotas/ RS.** Dissertação de Mestrado – Geografia – Universidade Federal do Rio Grande - 2014 – p. 125.

REIS, D.S. O rural e o urbano no Brasil. In: XV ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS DE POPULAÇÃO. In: **Anais...** XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais. Caxambu, Abep, 2006.

SOROKIN, P.A; ZIMMERMAN, C.C.; GALPIN, C.J. Diferenças fundamentais entre o mundo rural e o urbano. In: MARTINS, J. S. (Org). Introdução crítica a sociologia rural. São Paulo: Hucitec, 1981. p. 198-224.

VEIGA, J. E. da. **Cidades Imaginárias**: O Brasil é menos urbano que se calcula. Campinas: Editora Autores Associados, 2002.

VEIGA, J.E. Nem tudo é urbano. Ciência e Cultura, v.56, n.2. São Paulo, 2004. Disponível em: http://cienciaecultura.bvs.br/scielo.php?pid=S0009-67252004000200016&script=sci_arttext> Acesso em: 17 Jan. 2017.

Parceiros institucionais

SECRETARIA ESPECIAL DE
POLÍTICAS DE PROMOÇÃO DA IGUALDADE RACIAL

MINISTÉRIO DOS
DIREITOS HUMANOS

Apoio institucional